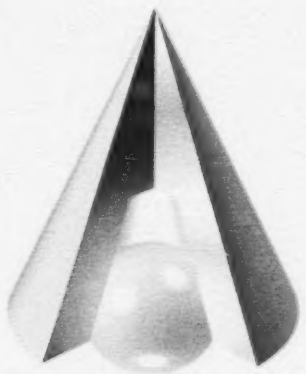
Nº 11F0019M au catalogue — Nº 392
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-08109-0

Direction des études analytiques : documents de recherche

# Quelles familles investissent dans un régime enregistré d'épargne-études et cela influe-t-il sur la participation aux études postsecondaires?



par Marc Frenette

Date de diffusion : le 12 avril 2017

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

## Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

**Courriel à** STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

**Téléphone** entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

| | |
|---|---|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

**Programme des services de dépôt**

| | |
|---|---|
| • Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| • Télécopieur | 1-800-565-7757 |

## Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

## Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

## Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

| | |
|---|---|
| . | indisponible pour toute période de référence |
| .. | indisponible pour une période de référence précise |
| ... | n'ayant pas lieu de figurer |
| 0 | zéro absolu ou valeur arrondie à zéro |
| 0[s] | valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie |
| [p] | provisoire |
| [r] | révisé |
| x | confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique* |
| [E] | à utiliser avec prudence |
| F | trop peu fiable pour être publié |
| * | valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05) |

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2017

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

**Une** version HTML **est aussi disponible.**

*This publication is also available in English.*

# Quelles familles investissent dans des régimes enregistrés d'épargne-études et cela influe-t-il sur l'inscription aux études postsecondaires?

par

**Marc Frenette**

Division de l'analyse sociale et de la modélisation
**Statistique Canada**

11F0019M N° 392
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-08109-0

**Avril 2017**

**Direction des études analytiques**
**Documents de recherche**

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.qc.ca.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

# Table des matières

**Résumé** ..... **5**

**Sommaire** ..... **6**

**1 Introduction** ..... **8**

**2 Aperçu de l'histoire du régime enregistré d'épargne-études** ..... **10**

**3 Données et méthodologie** ..... **11**

**4 Résultats** ..... **14**

4.1 Avoirs en régime enregistré d'épargne-études selon le revenu familial et facteurs expliquant ces différences ..... 14

4.2 Participation au régime enregistré d'épargne-étude et inscription aux études postsecondaires ..... 22

**5 Conclusion** ..... **27**

**6 Tableaux en annexe** ..... **28**

**Bibliographie** ..... **36**

## Résumé

L'instrument de placement qu'est le régime enregistré d'épargne-études (REEE) vise à encourager les parents ayant des enfants d'âge scolaire à épargner tôt en prévision des études de leurs enfants. La présente étude porte sur les investissements en REEE au sein des familles, selon le revenu familial et l'inscription subséquente aux études postsecondaires des enfants de ces familles. Elle révèle que chez les familles ayant des enfants de moins de 18 ans, les taux d'avoirs en REEE ainsi que les montants moyens en dollars des REEE étaient plus élevés pour les familles appartenant aux quintiles de revenu supérieurs. Cette tendance s'observe pour les deux années examinées : 1999 et 2012. Alors que les avoirs moyens en REEE en dollars ont augmenté pour les familles de tous les quintiles de revenu tout au long de la période, ils ont progressé plus rapidement au sein des familles du quintile supérieur, à la fois en valeur absolue et en valeur relative. L'écart des avoirs en REEE entre les familles appartenant aux quintiles supérieur et inférieur de la répartition des revenus est largement attribuable à un patrimoine plus important et (dans une moindre mesure) à un niveau de scolarité plus élevé chez les parents de familles se situant au sommet de la répartition. Une connaissance moindre des REEE de la part des familles du quintile de revenu inférieur peut également avoir été un facteur. De plus, la présente étude révèle que l'accès à un REEE à 15 ans était associé à des taux supérieurs d'inscription aux études postsecondaires à 19 ans, quel que soit le revenu familial. L'écart dans les taux d'inscription aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE a diminué au fil du temps pour tous les quintiles de revenu. À 27 ans, l'association entre les REEE et l'inscription aux études postsecondaires était toujours positive pour toute la répartition des revenus, mais était statistiquement significative uniquement pour les jeunes des deuxième, troisième et quatrième quintiles. Une association positive entre l'utilisation d'un REEE et l'inscription aux études postsecondaires a également été constatée chez les garçons et les filles, tant à court terme qu'à long terme; cette association est cependant deux fois plus forte chez les garçons.

## Sommaire

L'instrument d'épargne qu'est le régime enregistré d'épargne-études (REEE) vise à encourager les parents ayant des enfants d'âge scolaire à épargner en prévision des études postsecondaires de leurs enfants, grâce à des cotisations dont les revenus sont à l'abri de l'impôt et à des cotisations supplémentaires du gouvernement fédéral. Aucune donnée probante récente n'existe sur les caractéristiques des détenteurs de REEE et il en existe peu sur l'association entre la possession d'un REEE et l'inscription à des études postsecondaires.

La présente étude contribue aux ouvrages existants de trois manières. Tout d'abord, elle documente les différences relatives en matière d'avoirs en REEE selon le revenu familial et l'évolution de ces avoirs au fil du temps. Ensuite, elle décompose ces différences (particulièrement entre les quintiles supérieur et inférieur du revenu familial) en portions relatives aux différences observées pour les principaux déterminants d'une participation au REEE (p. ex., le patrimoine familial et le niveau de scolarité des parents). Enfin, elle examine la relation entre la possession d'un REEE et la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire.

Cette étude utilise les versions de 1999 et de 2012 de l'Enquête sur la sécurité financière (ESF), afin d'examiner les différences d'avoirs en REEE pour toute la répartition des revenus. Une caractéristique clé des données de l'ESF est l'inclusion de composantes particulières du patrimoine familial, notamment les REEE. Les données de l'ESF comprennent également des renseignements généraux détaillés sur les familles.

L'analyse se concentre sur toutes les familles économiques comptant au moins un enfant de moins de 18 ans. Ces familles sont classées par quintile de revenu de famille économique équivalent après impôt. Les seuils de quintile se fondent sur les seuils de revenu fixes (provenant des données de l'ESF de 2012) des familles des deux enquêtes afin de permettre des comparaisons au fil du temps.

Deux déterminants importants possibles en matière d'avoirs en REEE des familles sont la valeur nette (patrimoine ou avoirs moins dettes) et le niveau de scolarité des parents, qui figurent tous deux dans l'ESF. Les familles possédant un patrimoine moins important peuvent être moins aptes à investir dans les études de leurs enfants, y compris au moyen de l'instrument d'épargne qu'est le REEE. Puisqu'il est possible que les avoirs en REEE déterminent en partie le patrimoine total d'une famille, la principale mesure du patrimoine utilisée dans cette étude exclut les REEE. Cependant, il se peut également que les cotisations versées à des REEE n'influent pas sur le patrimoine total de la famille (p. ex., la famille peut simplement déplacer des actifs pour investir dans un REEE). Pour tenir compte de cette possibilité, des estimations supplémentaires sont également produites à partir d'une mesure du patrimoine comprenant les avoirs en REEE. De plus, le niveau de scolarité des parents peut avoir une incidence sur la décision de la famille d'investir dans un REEE, particulièrement si les parents s'attendent à ce que leurs enfants suivent le même parcours d'études qu'eux.

Les données de l'ESF comprennent de nombreux autres déterminants possibles de la constitution d'avoirs en REEE, notamment l'âge et l'état matrimonial du parent ou des parents, le nombre d'enfants et leur âge ainsi que des données géographiques (région et appartenance à la population rurale ou urbaine), qui sont également utilisés dans la présente étude. Des résultats supplémentaires intègrent en outre une mesure du statut d'immigrant des parents.

Deux résultats sont examinés : la probabilité de posséder un REEE et la valeur moyenne en dollars des avoirs en REEE pour toutes les familles de l'échantillon (y compris celles ne possédant pas de REEE). La méthode de décomposition de Blinder–Oaxaca permet d'examiner les différences de probabilité de participation au REEE entre les familles des quintiles de revenu supérieur et inférieur. Pour la valeur en dollars des avoirs en REEE, on utillise un modèle tobit, car les données comportent de nombreuses valeurs zéro. Dans ce modèle tobit, les variables

sont introduites progressivement, afin d'évaluer leur contribution marginale à la différence observée dans la variable dépendante pour l'ensemble des quintiles de revenu.

Pour nous permettre d'examiner la relation entre l'accès à un REEE et l'inscription à des études postsecondaires, la présente étude a recours à l'Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A (EJET-A) et au Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA). Les données de l'EJET-A et du PISA ont été abondamment utilisées pour étudier les facteurs sous-tendant l'inscription aux études postsecondaires (p. ex., Finnie et coll., 2008 et 2010). De plus, ces données sont liées au fichier sur la famille T1 (FFT1), qui contient des identificateurs d'inscription aux études postsecondaires. Il est important de noter que le taux d'appariement est de près de 96 %, ce qui permet de pallier les problèmes d'érosion de l'échantillon du panel d'enquête d'origine.

Cette partie de l'étude adopte une démarche permettant d'estimer des modèles de probabilité linéaires d'inscription aux études postsecondaires selon un âge donné (allant de 19 ans à 27 ans), en fonction de la possession d'un REEE à l'âge de 15 ans. Ces modèles comprennent plusieurs covariables importantes mesurées à l'âge de 15 ans, notamment les caractéristiques contextuelles des étudiants, les résultats scolaires à l'école secondaire et la tendance de l'établissement d'enseignement secondaire à produire des élèves poursuivant leurs études.

L'étude révèle que chez les familles ayant des enfants de moins de 18 ans, les taux d'avoirs en REEE ainsi que les montants moyens en dollars investis dans des REEE étaient plus élevés pour les familles appartenant aux quintiles de revenu supérieurs. Cette tendance s'observe pour les deux années examinées : 1999 et 2012. Alors que les avoirs moyens en REEE en dollars ont augmenté pour les familles de tous les quintiles de revenu tout au long de la période, ils ont progressé plus rapidement au sein des familles du quintile supérieur, à la fois en valeur absolue et en valeur relative. L'écart dans les avoirs en REEE entre les familles appartenant aux quintiles supérieur et inférieur de la répartition des revenus est largement attribuable à un patrimoine plus important et (dans une moindre mesure) à un niveau de scolarité plus élevé chez les parents de familles se situant au sommet de la répartition. Une moins grande connaissance des REEE de la part des familles du quintile de revenu inférieur peut également avoir été un facteur. De plus, la présente étude révèle que l'accès à un REEE à 15 ans était associé à des taux supérieurs de participation aux études postsecondaires à 19 ans, quel que soit le revenu familial. L'écart dans les taux d'inscription aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE a diminué au fil du temps pour tous les quintiles de revenu. À 27 ans, l'association entre les REEE et l'inscription aux études postsecondaires était toujours positive pour toute la répartition des revenus, mais était statistiquement significative uniquement pour les jeunes des deuxième, troisième et quatrième quintiles. Une association positive entre l'utilisation d'un REEE et l'inscription aux études postsecondaires a également été constatée chez les garçons et les filles, tant à court terme qu'à long terme; cette association est cependant deux fois plus forte chez les garçons.

# 1 Introduction

Un certain nombre d'ouvrages bien établis se consacrent à l'estimation de la rentabilité des études en ce qui a trait aux gains annuels. Parmi ces ouvrages, des études estiment invariablement une rentabilité positive de la scolarité en matière de gains annuels, qui atteint généralement 10 % ou plus par année d'études supplémentaire (voir Card [1999] pour obtenir une vue d'ensemble des ouvrages principalement américains et Lemieux et Card [2001] pour des données canadiennes).

Au fil du temps, l'avantage salarial pour les personnes sur le marché du travail ayant un niveau de scolarité plus élevé peut s'accumuler. Ainsi, Frenette (2014) a utilisé les données du Recensement de 1991 couplées aux données fiscales de 1991 à 2010 pour estimer l'avantage salarial associé à la possession d'un baccalauréat ou d'un certificat d'études collégiales (par rapport à un diplôme d'études secondaires) sur une période de 20 ans, pour des personnes âgées de 35 à 54 ans. Cette étude a révélé qu'être titulaire d'un baccalauréat était associé, en moyenne, à un avantage salarial de 728 000 $ sur une période de 20 ans pour un homme, alors qu'un certificat d'études collégiales était associé à un avantage salarial de 280 000 $. Pour les femmes, l'avantage salarial était moindre, mais présentait la même tendance : 442 000 $ pour un baccalauréat et 180 000 $ dans le cas d'un certificat d'études collégiales.

Des ouvrages connexes ont analysé les causes sous-jacentes de l'inscription plus faible aux études postsecondaires de certains groupes. À l'aide de données canadiennes, Frenette (2007) a conclu que les principales raisons pour lesquelles les étudiants issus de familles à faible revenu étaient moins susceptibles de fréquenter l'université que les autres étudiants étaient des résultats scolaires moins bons et le niveau de scolarité plus faible de leurs parents. Ces raisons représentaient respectivement 34 % et 30 % de l'écart de taux d'inscription aux études universitaires séparant les jeunes de familles au sommet ou en bas de la répartition des revenus. Des aspirations parentales moins élevées et une fréquence plus élevée des contraintes financières autodéclarées jouaient des rôles plus limités, mais néanmoins importants : chacun de ces éléments représentait 12 % de l'écart dans les taux d'inscription aux études universitaires.

Au Canada, les élèves souhaitant poursuivre des études postsecondaires peuvent demander une aide financière sous forme de bourse ou de prêt auprès des administrations provinciales ou fédérale. Le gouvernement fédéral propose également une mesure incitative pour encourager les parents d'enfants d'âge scolaire à épargner tôt en prévision des études de leurs enfants en ouvrant un régime enregistré d'épargne-études (REEE) et en y versant des cotisations dont les revenus sont exonérés d'impôts, régime qui s'accompagne d'une subvention du gouvernement.

Très peu de données probantes existent sur l'inscription au REEE. Milligan (2004) a effectué l'étude canadienne la plus complète dans ce domaine en utilisant l'Enquête sur la sécurité financière (ESF) de 1999, afin de démontrer que l'utilisation du REEE se concentrait dans les familles ayant un revenu élevé, un patrimoine important et un niveau de scolarité élevé. Plus récemment, Duhaime-Ross (2015*a*) a utilisé la base de données administratives du Programme canadien pour l'épargne-études afin d'estimer la relation entre les mesures incitatives gouvernementales favorisant l'épargne-études et les cotisations versées à des REEE. Une limite de ces données est qu'elles ne portent que sur les personnes disposant d'un REEE. Cette étude a révélé que les initiatives gouvernementales conçues pour encourager l'épargne dans les REEE (p. ex., en offrant une subvention à l'ouverture d'un compte ainsi que des cotisations proportionnelles aux cotisations des parents) étaient associées positivement à l'épargne dans les REEE. À l'aide de données d'enquête, Duhaime-Ross (2015*b*) a constaté que des cotisations accrues à un REEE (attribuables à des mesures incitatives intensifiées) étaient associées positivement à l'épargne-études totale, même si un évincement de l'épargne hors REEE a également été observé pour les familles à revenu faible ou élevé. Aux États-Unis, le compte fédéral d'épargne-études Coverdell (Coverdell Education Savings Account) et les 529 régimes

d'épargne à l'échelon des États sont des mesures incitatives fiscales visant à encourager l'épargne, afin de compenser le coût des études collégiales et universitaires. Dynarski (2004) ainsi que Dynarski et Scott-Clayton (2006) ont constaté que ces régimes profitaient presque exclusivement aux familles à revenu supérieur.

Jusqu'à présent, aucune enquête empirique n'a été activement menée pour analyser la relation possible entre des comptes d'épargne-études à avantage fiscal (comme les REEE) et l'inscription aux études postsecondaires selon le revenu familial. Le REEE peut encourager l'inscription aux études postsecondaires selon deux mécanismes au moins. Le premier est en motivant les éventuels bénéficiaires à obtenir de meilleurs résultats scolaires, puisque les études postsecondaires peuvent alors sembler plus accessibles. Duhaime-Ross (2015*b*) a étudié cette question et n'a découvert aucune association entre l'utilisation d'un REEE et les résultats scolaires aux niveaux primaire et secondaire. Le deuxième mécanisme porte sur l'abordabilité des études postsecondaires et, par conséquent, est peut-être un peu plus directement lié au dessein du REEE. Les études de Finnie et Wismer (2012) ainsi que de Gray et McDonald (2012) ont révélé que les étudiants possédant un REEE étaient moins susceptibles d'avoir contracté un prêt étudiant, ce qui peut indiquer que les études postsecondaires étaient plus abordables pour ces personnes ayant accès à un REEE.

La seule étude connue ayant examiné la relation entre les REEE et l'accès aux études postsecondaires est celle de Finnie et Wismer (2012), basée sur les données de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) (Statistique Canada, s.d.*c*). Ces derniers ont conclu que l'utilisation d'un REEE et l'accès aux études postsecondaires présentaient une corrélation positive, mais les résultats n'ont pas été désagrégés en fonction du revenu familial. Cette étude se fonde en outre sur des données d'enquête, qui s'accompagnent, par conséquent, d'une érosion de l'échantillon non négligeable. En effet, environ deux tiers des répondants à l'enquête d'origine n'ont pas répondu au cycle 6 de l'enquête. Cela limite la durée pendant laquelle il est possible de suivre ces données chez les étudiants. Comme nous le verrons dans la section des résultats, la relation entre les REEE et la participation aux études postsecondaires diminue considérablement à mesure que les jeunes vieillissent.

La présente étude contribue aux ouvrages existants de trois manières. Tout d'abord, elle documente les différences relatives aux avoirs en REEE selon le revenu familial ainsi que l'évolution de ces avoirs au fil du temps. En d'autres termes, elle met à jour les travaux de Milligan (2004). Ensuite, elle décompose ces différences (particulièrement entre les quintiles supérieur et inférieur du revenu familial) en portions relatives aux différences observées pour les principaux déterminants d'une participation à un REEE (p. ex., le patrimoine familial et le niveau de scolarité des parents). Enfin, elle examine la relation entre la possession d'un REEE et la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire jusqu'à l'âge de 27 ans.

La présente étude utilise les versions de 1999 et de 2012 de l'ESF, afin d'examiner les différences d'avoirs en REEE pour toute la répartition des revenus chez les familles ayant des enfants d'âge scolaire ainsi que les facteurs sous-tendant ces différences[1]. Deux résultats sont examinés : la proportion des familles possédant un REEE et la valeur moyenne en dollars des avoirs en REEE pour toutes les familles de l'échantillon (y compris celles ne possédant pas de REEE).

Pour examiner la relation entre l'accès à un REEE et l'inscription aux études postsecondaires, la présente étude utilise l'Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A (EJET-A) et le Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) (Statistique Canada, s.d.*a*). Les données de l'EJET-A et du PISA ont été abondamment utilisées pour étudier les facteurs sous-tendant l'inscription aux études postsecondaires (p. ex., Finnie et coll., 2008 et 2010). De plus, ces données sont liées au fichier sur la famille T1 (FFT1), lequel contient des identificateurs

1. L'ESF de 2005 n'est pas utilisée dans cette étude, car la taille de son échantillon est trop petite pour soutenir l'analyse qui suit.

d'inscription aux études postsecondaires. Il est important de noter que le taux d'appariement est de près de 96 %, ce qui permet de pallier les problèmes d'érosion de l'échantillon du panel d'enquête d'origine. On y examine l'inscription aux études postsecondaires des jeunes de 19 à 27 ans.

La section suivante fournit un aperçu des principales caractéristiques du REEE et souligne les modifications importantes qui y ont été apportées au fil du temps (particulièrement au cours de la période allant de 1999 à 2012). La section 3 décrit ensuite les données utilisées dans la présente étude ainsi que les méthodes de sélection d'échantillons et d'analyse. La section 4 présente les principaux résultats. La conclusion (section 5) résume l'étude.

# 2 Aperçu de l'histoire du régime enregistré d'épargne-études

Depuis 1974[2], la population canadienne peut épargner en prévision d'études postsecondaires grâce à un instrument exonéré d'impôts appelé régime enregistré d'épargne-études ou REEE. Les souscripteurs peuvent verser des cotisations à ce régime, que détient un promoteur (p. ex., une banque) et qui est à la disposition d'un bénéficiaire désigné. Bien que les cotisations à un REEE ne puissent être déduites des revenus imposables, tout revenu accumulé est exonéré d'impôts.

Les premières modifications majeures apportées au REEE ont été mises en œuvre dans les budgets fédéraux de 1996 et 1997 et ont entraîné une augmentation des cotisations annuelles qui ont atteint 4 000 $ et des cotisations totales (à vie) qui ont atteint 42 000 $. Le budget de 1997 a en outre autorisé le remplacement des bénéficiaires désignés par leurs frères et sœurs de moins de 21 ans sans répercussions fiscales.

L'année suivante, on a introduit la Subvention canadienne pour l'épargne-études (SCEE), par laquelle le gouvernement fédéral ajoute aux REEE des sommes représentant 20 % des premiers 2 000 $ de cotisations du souscripteur au cours d'une année donnée, jusqu'à concurrence de 7 200 $ à vie. Les montants de la SCEE non utilisés s'accumulent pour les enfants (qu'ils soient bénéficiaires du REEE ou non) jusqu'à la fin de l'année civile au cours de laquelle ils atteignent 17 ans[3] et peuvent être reportés pour une éventuelle utilisation. Un montant maximal de 1 000 $ peut ainsi être versé à un REEE au cours d'une année donnée, jusqu'à un maximum à vie de 7 200 $. Il est en outre devenu possible de remplacer les bénéficiaires par des personnes apparentées au souscripteur par le sang ou par adoption (outre les frères et sœurs déjà autorisés), tant que ces personnes sont âgées de moins de 21 ans.

D'autres modifications générales comprenaient le retrait de la limite annuelle des cotisations aux fins fiscales en 2007 et, la même année, une hausse du plafond de cotisation à vie le fixant à 50 000 $. En 2008, certaines restrictions ont été levées quant au retrait d'argent du régime aux fins d'utilisation pour des études postsecondaires (en particulier, la durée de vie maximale d'un REEE a été prolongée pour atteindre 35 ans, un délai de grâce de six mois a été offert pour permettre des retraits en cas d'inscriptions tardives et les étudiants à temps partiel sont devenus admissibles pour pouvoir effectuer des retraits d'un REEE). En 2007, la contribution de 20 % du

2. Les renseignements fournis dans cette partie sont tirés de Donnelly, Welch et Young (1999), de Girdharry, Simonova et Lefebvre (2010) ainsi que du ministère des Finances (1996, 1997, 1998, 2004, 2007, 2008). Nous ne discutons, dans cette partie, que des caractéristiques des mesures incitatives associées au REEE et des modifications qui y ont été apportées.
3. Certaines conditions s'appliquent après l'année au cours de laquelle l'enfant atteint 15 ans. Pour obtenir de plus amples renseignements, veuillez consulter la page *Subvention canadienne pour l'épargne-études - Admissibilité* (gouvernement du Canada, s.d.)

gouvernement dans le cadre de la SCEE a également été étendue aux premiers 2 500 $ des cotisations annuelles.

Certaines provinces ont décidé de proposer d'autres mesures incitatives en offrant une somme proportionnelle aux cotisations versées à des REEE (c.-à-d., l'Alberta et le Québec pendant la période étudiée[4]).

Jusqu'en 2004, toutes les familles, sans considération de revenu, pouvaient profiter de la même mesure incitative favorisant l'investissement dans les études de leurs enfants. Dans le cadre du budget de 2004, les familles à revenu faible et moyen sont devenues admissibles à la Subvention canadienne pour l'épargne-études supplémentaire (SCEE supplémentaire). Les familles ayant un revenu familial net inférieur à 38 832 $ pouvaient ainsi recevoir 0,20 dollar supplémentaire (en plus de la SCEE de base) pour chaque dollar versé à un REEE. Les familles dont le revenu familial net se situait entre 38 833 $ et 77 769 $ sont devenues admissibles à 0,10 dollar supplémentaire par dollar de cotisation. Ces seuils de revenu ont été indexés chaque année depuis cette période, pour atteindre respectivement 45 282 $ et 90 563 $ en 2016. Le montant maximal de la SCEE universelle s'élève à 500 $ par an (en l'absence de tout montant reporté d'une année à l'autre). Les familles à faible revenu peuvent recevoir 100 $ maximum dans le cadre de la SCEE supplémentaire (pour une SCEE totale maximale de 600 $), alors que les familles à revenu moyen peuvent recevoir 50 $ maximum dans le cadre de la SCEE supplémentaire (pour une SCEE totale maximale de 550 $). Si on inclut le montant reporté de la SCEE universelle, 500 $ s'ajoute à ces montants. Cependant, la SCEE supplémentaire ne peut être reportée. De plus, les montants de la SCEE supplémentaire ne comptent pas dans les droits inutilisés (montants de SCEE universelle inutilisés) à reporter.

Dans le cadre du même budget, les enfants nés après 2003, dont les familles étaient déjà admissibles au Supplément de la prestation nationale pour enfants (SPNE)[5] sont devenues admissibles au Bon d'études canadien (BEC). La seule autre restriction à l'admissibilité était de posséder un REEE, mais aucune cotisation n'avait à y être versée. Lors de l'ouverture d'un REEE, le gouvernement y verserait 500 $, suivi de 100 $ par année admissible pendant les 15 premières années de l'enfant (jusqu'à un montant de cotisation total maximal de 2 000 $).

En résumé, le REEE est un instrument d'épargne pour les études postsecondaires au sein duquel les revenus de cotisation sont exonérés d'impôts. Le gouvernement fédéral verse des montants supplémentaires dans le cadre de la SCEE pour toute personne cotisant à des REEE. Tout au long de la période d'étude (de 1999 à 2012), d'autres régimes de cotisation ont été mis en place en ciblant les résidents de certaines provinces (dans le cadre de programmes en Alberta et au Québec) ou les familles à revenu faible et moyen à l'échelle nationale (par l'intermédiaire de la SCEE supplémentaire et du BEC).

# 3 Données et méthodologie

La première partie de la présente étude analyse la participation au REEE par quintile de revenu familial pour les familles économiques ayant au moins un enfant d'âge scolaire (de moins de 18 ans). Pour ce faire, on a utilisé les versions de 1999 et de 2012 de l'ESF[6]. L'ESF est une enquête transversale qui porte sur les ménages résidant dans les 10 provinces. La plupart des répondants ont choisi d'autoriser Statistique Canada à tenter de coupler leurs réponses aux

4. Depuis la fin de la période étudiée, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique ont également adopté des règlements connexes, alors que les mesures incitatives en Alberta ont été supprimées.
5. Le seuil d'admissibilité pour le SPNE varie en fonction du nombre d'enfants et est généralement proche du seuil inférieur de la SCEE supplémentaire.
6. Les seuils en dollars équivalents de 2012 étaient fixés à 22 192 $ (20e centile), à 32 072 $ (40e centile), à 41 180 $ (60e centile) et à 55 960 $ (80e centile). Le 20e centile correspond approximativement aux limites de la SCEE supplémentaire pour les familles à faible revenu et du BEC.

données fiscales afin de réduire le fardeau de réponse. L'échantillon de l'ESF comprend 5 218 familles économiques ayant au moins un enfant de moins de 18 ans dans l'enquête de 1999 et 3 027 familles similaires dans l'enquête de 2012.

L'ESF fournit des renseignements sur la valeur en dollars des composantes du patrimoine (ou valeur nette), notamment les avoirs en REEE. Deux variables dépendantes sont alors créées : un indicateur binaire de possession d'un REEE et une variable continue indiquant la valeur en dollars des avoirs en REEE (pour toutes les familles ayant des enfants d'âge scolaire, y compris celles n'ayant pas de REEE).

Une approche de décomposition de Blinder–Oaxaca est utilisée pour expliquer les différences de probabilité de participation à un REEE entre les familles des quintiles de revenu supérieur et inférieur. En résumé, la différence de probabilité est décomposée en une portion expliquée par des différences de caractéristiques socioéconomiques et une portion non expliquée. Des coefficients regroupés (provenant de régressions comprenant des familles des quintiles de revenu supérieur et inférieur) servent à pondérer la portion expliquée des décompositions. Les familles sont regroupées en quintiles de revenu équivalent après impôt fondés sur des seuils fixes (provenant de l'enquête de 2012), ce qui permet ainsi des comparaisons au fil du temps. Pour obtenir un revenu équivalent, le revenu après impôt est divisé par la racine carrée du nombre de membres de la famille.

Pour la valeur en dollars des avoirs en REEE, on utilise un modèle tobit, car les données comportent de nombreuses valeurs zéro. Dans ce modèle, les variables sont introduites progressivement pour évaluer leur contribution marginale à la différence observée dans la variable dépendante pour l'ensemble des quintiles de revenu[7].

Dans les deux modèles, les variables indépendantes clés sont la valeur nette (patrimoine ou avoirs moins dettes) et le niveau de scolarité des parents. Les familles possédant un patrimoine moins important peuvent être moins aptes à investir dans les études de leurs enfants, notamment au moyen de l'instrument d'épargne qu'est le REEE. Puisqu'il est possible que le REEE détermine en partie le patrimoine total d'une famille, la principale mesure du patrimoine utilisée dans cette étude exclut les REEE. Cependant, il se peut également que les cotisations à un REEE n'influent pas sur le patrimoine total de la famille (p. ex., la famille peut simplement déplacer des actifs pour investir dans un REEE). Pour tenir compte de cette possibilité, des estimations supplémentaires sont également produites à partir d'une mesure du patrimoine comprenant les avoirs en REEE. En outre, le niveau de scolarité des parents peut avoir une incidence sur la décision de la famille d'investir dans un REEE, particulièrement si les parents s'attendent à ce que leurs enfants suivent le même parcours d'études qu'eux.

Les données de l'ESF comprennent de nombreux autres déterminants possibles de la constitution d'avoirs en REEE, notamment l'âge et l'état matrimonial du parent ou des parents, le nombre d'enfants et leur âge ainsi que des données géographiques (région et appartenance à la population rurale ou urbaine), qui sont également utilisés dans la présente étude. Des résultats supplémentaires intègrent en outre une mesure du statut d'immigrant des parents.

La deuxième partie de la présente étude se concentre sur la relation entre la participation à un REEE et l'inscription aux études postsecondaires. Pour ce faire, on utilise l'EJET-A et le PISA. La population cible se composait d'élèves nés en 1984. Un échantillon aléatoire d'établissements scolaires répartis dans les 10 provinces où étaient inscrits des élèves nés en 1984 a été sélectionné en avril ou mai 2000. Les élèves cibles de ces établissements scolaires ont alors été échantillonnés.

7. Même s'il est possible de décomposer les différences de variables tronquées dans Stata, il n'est pas possible de calculer la contribution de facteurs individuels (Sinning, Hahn et Bauer, 2008).

La partie provenant du PISA comportait un test écrit de lecture de deux heures suivi d'un test de mathématiques ou de sciences. Tous les élèves ont passé le test de lecture, qui était le principal objet de l'évaluation globale. Immédiatement après le test de lecture, les élèves ont été divisés de façon aléatoire en deux groupes, la première moitié devant passer le test de mathématiques et l'autre, le test de sciences. Le test du PISA se concentrait sur l'application pratique de connaissances que les élèves étaient censés avoir acquises en classe. Les résultats du test ont été uniformisés pour fournir une moyenne de 500 et un écart-type de 100 pour les pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques. Une enquête contextuelle a également été réalisée auprès des élèves et des administrateurs d'école.

En 2000 (cycle 1), l'EJET-A consistait en deux questionnaires : l'un à l'intention des élèves (pour compléter l'enquête auprès des élèves du PISA) et l'autre à l'intention des parents. Même si les élèves ont été interviewés de nouveau tous les deux ans à cinq occasions distinctes, ces données ne concernent pas nécessairement la présente étude, car l'EJET est désormais couplée au FFT1. Dans les données du FFT1, des personnes sont considérées comme étant inscrites à un programme d'études postsecondaires si elles ont déclaré un montant positif de crédits d'impôt pour frais de scolarité, études et manuels dans l'annexe 11 de leur formulaire de déclaration de revenus de particuliers (formulaire d'impôt général T1). Les étudiants qui fréquentent des établissements postsecondaires admissibles reçoivent un formulaire T2202A (*Certificat pour frais de scolarité, montant relatif aux études et montant pour manuels*) pour le montant de frais de scolarité et un formulaire T2202 (*Certificat pour montant relatif aux études et montant pour manuels*) pour les montants relatifs aux études et aux manuels. Les étudiants peuvent utiliser cette information pour demander des crédits d'impôt non remboursables pour ces montants (autrement dit, les montants peuvent être utilisés pour réduire l'impôt exigible, mais ne sont pas remboursables au-delà du montant d'impôt exigible). Si les étudiants ne peuvent pas appliquer tous leurs crédits d'impôt aux impôts d'une année donnée, ils peuvent choisir d'en transférer une partie ou l'intégralité à leur conjoint ou conjointe ou à un parent ou l'un des grands-parents, ou encore à un parent ou l'un des grands-parents de leur conjoint ou conjointe. Ils peuvent également reporter une partie ou l'intégralité des montants de crédits d'impôt à une année d'imposition ultérieure. Dans tous ces cas, l'annexe 11 doit être remplie, ce qui permet de recenser les étudiants inscrits à un programme d'études postsecondaires au cours de l'année d'imposition pertinente. Cependant, aucune distinction ne peut être faite entre les diverses formes d'études postsecondaires à partir des données fiscales.

Un important avantage de suivre les répondants à l'EJET-A au moyen de données fiscales est l'absence d'érosion de l'échantillon. Globalement, 95,9 % des répondants au cycle 1 de l'EJET-A de l'échantillon analytique étaient couplés au FFT1, soit 20 084 sur 20 939[8]. Par contre, environ la moitié des répondants à l'EJET-A ne faisaient plus partie de l'échantillon au cycle 5 (c.-à-d., à 23 ans ou 24 ans).

Dans cette partie de l'étude, on a recours à une démarche permettant d'estimer des modèles de probabilité linéaires d'inscription aux études postsecondaires à un âge donné (allant de 19 ans à 27 ans). Les renseignements tirés du cycle 1 de l'EJET-A forment la base des variables indépendantes. Au sein de ces données, un indicateur binaire de participation au REEE fourni par le ou les parents est essentiel[9]. D'autres déterminants clés compris dans le modèle sont le revenu familial total équivalent, les résultats en lecture au test du PISA, les notes globales à l'école secondaire, un index des aptitudes non cognitives (maîtrise et estime de soi), des indicateurs de présence parentale et le niveau de scolarité des parents. Le modèle comprend également des déterminants clés supplémentaires : une évaluation subjective de la valeur des études selon les élèves, la mesure dans laquelle les amis des élèves projettent de suivre des

8. Les seules personnes qui n'ont pas été prises en compte dans l'échantillon analytique sont celles pour lesquelles au moins une valeur manquait pour l'une des variables utilisées dans l'analyse.
9. Finnie et Wismer (2012) ont conclu qu'en matière de participation aux études postsecondaires, il était bien plus important de savoir que la famille avait épargné plutôt que de connaître les montants épargnés.

études postsecondaires, la région, une variable indicatrice du sexe féminin et un indice de la qualité des établissements scolaires (fondé sur la proportion des pairs des élèves à finalement suivre des études postsecondaires ou à entrer à l'université, selon le modèle). Voir Frenette (2007) pour obtenir plus de précisions sur la construction de ces variables. Les résultats sont générés par quintiles de revenu et par sexe.

Bien que cette approche ne puisse être décrite comme causale ou quasi causale, il convient de noter la richesse des covariables qui devraient former la base d'une analyse descriptive très robuste de la relation entre l'utilisation d'un REEE et l'accès aux études postsecondaires. De plus, une dimension essentielle de cette analyse est le fait qu'elle se concentre sur l'évolution de cette relation au fil du temps, à mesure que les jeunes vieillissent de 19 ans à 27 ans. De nombreuses études se concentrent sur l'inscription aux études postsecondaires peu de temps après l'obtention du diplôme d'études secondaires. Ces recherches sont manifestement importantes, car une inscription précoce signifie un plus grand nombre d'années potentielles de participation à la population active. Cependant, les études sur l'accès aux études postsecondaires ne suivent pas les tendances de cette participation au fil du temps. Dans certains groupes, l'écart dans les inscriptions a pu s'atténuer au fur et à mesure qu'ils vieillissent, et c'est un aspect important examiné dans l'analyse qui suit.

# 4 Résultats

## 4.1 Avoirs en régime enregistré d'épargne-études selon le revenu familial et facteurs expliquant ces différences

Cette section commence par des statistiques sur la participation au REEE et la valeur moyenne en dollars des avoirs en REEE, fondées sur les données de l'ESF. Globalement, 15,9 % des familles économiques ayant des enfants d'âge scolaire possédaient un REEE en 1999 (tableau 1). En moyenne, les familles possédaient 1 325 $ en REEE (cette moyenne comprend les familles qui ne possédaient pas de REEE).

L'épargne en REEE variait considérablement en fonction des caractéristiques socioéconomiques des familles. Cette variation reflétait en majeure partie les tendances similaires relevées dans les ouvrages sur l'inscription aux études postsecondaires et les caractéristiques socioéconomiques (voir Frenette, 2007). L'aspect important à souligner est que l'épargne augmentait de façon monotone en fonction du revenu familial. Par exemple, 31,8 % des familles du quintile de revenu supérieur possédaient un REEE, par rapport à 9,8 % des familles du quintile de revenu inférieur. La valeur moyenne des REEE était environ quatre fois plus élevée pour les familles se situant au sommet de la répartition que pour celles se trouvant au bas de la répartition.

L'investissement en REEE avait également tendance à augmenter en fonction du patrimoine net (moins les REEE), du niveau de scolarité des parents et de leur âge (jusqu'à l'âge de 35 ans, après quoi la participation au REEE tendait à se stabiliser). Les couples mariés, ainsi que les familles vivant dans des zones urbaines, avaient également tendance à investir davantage dans des REEE (par rapport à des parents seuls et à des familles en milieu rural, respectivement). Le tableau 1 montre également qu'il existait peu de variation en matière de participation au REEE selon l'âge de l'enfant le plus jeune ou le plus âgé. Comme Milligan (2004) l'a souligné, l'âge des enfants peut refléter les mesures incitatives qui étaient disponibles lorsque les enfants grandissaient.

Les familles résidant au Québec avaient tendance à investir moins en REEE que les familles des autres régions du pays; cela peut refléter le taux plus faible d'inscription aux études universitaires au Québec. Cela peut également indiquer que les familles du quintile de revenu inférieur étaient plus susceptibles de résider au Québec que celles du quintile de revenu supérieur (voir le

tableau 2). De plus, les familles ayant deux enfants avaient généralement plus d'avoirs en REEE que celles n'ayant qu'un enfant, mais la valeur en dollars des avoirs en REEE des familles ayant trois enfants ou plus était seulement légèrement supérieure à celle des familles ayant deux enfants[10].

De 1999 à 2012, la participation globale au REEE a plus ou moins triplé, atteignant 46,7 % en 2012. La valeur en dollars des avoirs moyens en REEE a, quant à elle, à peu près quintuplé au cours de cette période, atteignant 6 878 $ en 2012. La période allant de 1999 à 2012 a été marquée par l'introduction de mesures incitatives importantes favorisant l'investissement en REEE décrites à la section 2 du présent document. Cette section souligne également un certain nombre de ces mesures incitatives ayant ciblé les familles à faible revenu. Les résultats du tableau 1 donnent à penser que la participation au REEE et la valeur moyenne en dollars des avoirs ont en effet considérablement augmenté de 1999 à 2012 pour les familles du quintile de revenu inférieur. Cependant, la valeur moyenne en dollars des avoirs en REEE a davantage augmenté en termes à la fois absolus et relatifs pour les familles du quintile de revenu supérieur que pour celles de la partie inférieure de la répartition des revenus (y compris celles du quintile inférieur). Les familles du quintile supérieur, par exemple, possédaient 2 388 $ de plus en REEE que celles du quintile inférieur en 1999, en moyenne. En 2012, cet écart était passé à 13 843 $. En termes relatifs, la valeur moyenne en dollars des avoirs en REEE était 4,2 fois plus élevée pour les familles du quintile de revenu supérieur que pour celles du quintile inférieur en 1999. En 2012, ce rapport s'établissait à 7,7[11].

10. Comme le montre le tableau 2, les familles du quintile de revenu inférieur étaient bien plus susceptibles d'avoir trois enfants ou plus que les familles du quintile supérieur; la participation au REEE plus faible au sein des familles ayant trois enfants ou plus peut simplement être un effet du revenu.
11. Un facteur pouvant expliquer la croissance plus rapide au sommet de la répartition des revenus est la hausse de la limite des cotisations à vie au REEE mise en œuvre à la fin des années 1990.

## Tableau 1
## Avoirs en régimes enregistrés d'épargne-études de familles économiques ayant des enfants

| | 1999 | | 2012 | |
|---|---|---|---|---|
| | Possède un REEE | Valeur moyenne des REEE (y compris les non-détenteurs) | Possède un REEE | Valeur moyenne des REEE (y compris les non-détenteurs) |
| | proportion | dollars constants de 2012 | proportion | dollars constants de 2012 |
| Total | 0,159 | 1 325 | 0,467 | 6 878 |
| **Quintile de revenu après impôt** | | | | |
| Inférieur | 0,098 | 746 | 0,253 | 2 072 |
| Deuxième | 0,134 | 888 | 0,360 | 3 676 |
| Troisième | 0,177 | 1 271 | 0,480 | 5 162 |
| Quatrième | 0,226 | 2 404 | 0,585 | 7 535 |
| Supérieur | 0,318 | 3 134 | 0,679 | 15 915 |
| **Quintile de valeur nette (moins les REEE)** | | | | |
| Inférieur | 0,066 | 397 | 0,195 | 831 |
| Deuxième | 0,139 | 668 | 0,341 | 2 061 |
| Troisième | 0,160 | 1 136 | 0,455 | 3 972 |
| Quatrième | 0,238 | 2 285 | 0,613 | 8 755 |
| Supérieur | 0,327 | 4 879 | 0,732 | 18 752 |
| **Niveau de scolarité le plus élevé des parents** | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 0,048 | 214 | 0,120 | 389 |
| Diplôme d'études secondaires | 0,117 | 660 | 0,213 | 3 398 |
| Certificat d'études postsecondaires non universitaires | 0,141 | 1 181 | 0,403 | 4 574 |
| Baccalauréat | 0,246 | 2 089 | 0,620 | 8 551 |
| Plus qu'un baccalauréat | 0,299 | 3 032 | 0,688 | 14 266 |
| **Âge du parent le plus âgé** | | | | |
| Moins de 30 ans | 0,098 | 220 | 0,254 | 778 |
| 30 à 34 ans | 0,170 | 699 | 0,378 | 2 512 |
| 35 à 39 ans | 0,157 | 1 231 | 0,493 | 5 341 |
| 40 à 44 ans | 0,156 | 1 344 | 0,522 | 6 716 |
| 45 à 49 ans | 0,184 | 2 214 | 0,495 | 8 754 |
| 50 à 54 ans | 0,176 | 2 330 | 0,507 | 14 287 |
| 55 ans ou plus | 0,163 | 1 320 | 0,464 | 10 326 |
| Marié ou conjoint de fait | 0,178 | 1 489 | 0,510 | 7 658 |
| Parent seul | 0,066 | 523 | 0,245 | 2 763 |
| Un enfant | 0,139 | 926 | 0,426 | 5 069 |
| Deux enfants | 0,183 | 1 568 | 0,506 | 8 126 |
| Trois enfants ou plus | 0,152 | 1 711 | 0,477 | 8 326 |
| **Âge du plus jeune enfant** | | | | |
| 0 à 4 ans | 0,187 | 897 | 0,479 | 4 059 |
| 5 à 9 ans | 0,163 | 1 917 | 0,490 | 7 846 |
| 10 à 14 ans | 0,151 | 1 550 | 0,460 | 8 274 |
| 15 à 17 ans | 0,092 | 969 | 0,416 | 10 658 |
| **Âge de l'enfant le plus âgé** | | | | |
| 0 à 4 ans | 0,201 | 679 | 0,453 | 1 919 |
| 5 à 9 ans | 0,178 | 1 880 | 0,547 | 7 701 |
| 10 à 14 ans | 0,162 | 1 315 | 0,458 | 7 428 |
| 15 à 17 ans | 0,110 | 1 325 | 0,430 | 9 614 |
| Provinces de l'Atlantique | 0,163 | 1 302 | 0,462 | 5 360 |
| Québec | 0,110 | 622 | 0,362 | 3 881 |
| Ontario | 0,183 | 1 579 | 0,502 | 8 800 |
| Provinces des Prairies | 0,164 | 1 842 | 0,493 | 7 190 |
| Colombie-Britannique | 0,175 | 1 240 | 0,516 | 6 637 |
| Milieu urbain | 0,165 | 1 374 | 0,483 | 7 296 |
| Milieu rural | 0,137 | 1 133 | 0,379 | 4 519 |

**Notes :** Les tailles d'échantillon sont de 5 218 pour 1999 et de 3 027 pour 2012. REEE : régime enregistré d'épargne-études. Toutes les variables sont mesurées au niveau de la famille économique. La valeur nette et le revenu après impôt sont mesurés en dollars équivalents, obtenus après division par la racine carrée du nombre de membres de la famille économique. Les seuils des quintiles de 2012 sont appliqués aux deux années.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2012.

Le tableau 2 montre la façon dont toutes les caractéristiques socioéconomiques utilisées dans la présente étude diffèrent entre les familles des quintiles inférieur et supérieur de la répartition des revenus. Par rapport aux familles du quintile de revenu supérieur, celles du quintile inférieur possédaient une valeur nette plus faible, comprenaient des parents ayant atteint un niveau de scolarité inférieur, avaient des parents plus jeunes, étaient plus fréquemment des familles monoparentales, étaient plus susceptibles de compter trois enfants ou plus, étaient proportionnellement moins nombreuses à comprendre des enfants âgés de 15 à 17 ans, étaient plus susceptibles de résider au Québec et étaient plus portées à vivre dans une zone rurale.

Ces différences de caractéristiques socioéconomiques entre les familles des quintiles de revenu supérieur et inférieur peuvent en partie expliquer les raisons pour lesquelles les familles du quintile supérieur possédaient plus d'épargnes dans les REEE que celle du quintile inférieur. Le tableau 1 démontre en particulier une forte corrélation positive entre la valeur nette et le niveau de scolarité des parents d'une part et l'épargne placée dans un REEE d'autre part.

Pour mieux comprendre ce qui sous-tend l'écart d'épargne dans les REEE entre les familles des quintiles de revenu supérieur et inférieur, le tableau 3 présente les résultats des décompositions Blinder–Oaxaca[12]. Selon les résultats de 1999, 31,8 % des familles du quintile de revenu supérieur possédaient un REEE, par rapport à 9,8 % des familles du quintile de revenu inférieur (comme le montre le tableau 1). La différence (21,9 points de pourcentage) a alors été décomposée en une portion expliquée et une portion non expliquée. Dans l'ensemble, les différences de caractéristiques socioéconomiques pouvaient expliquer 13,6 points de pourcentage de la différence de 21,9 points de pourcentage (soit 61,9 %). Des différences relatives à deux facteurs représentaient pratiquement toute la portion expliquée. Plus précisément, les différences de valeur nette (moins les REEE) représentaient 7,7 points de pourcentage, soit 35,2 %, de la différence globale du taux de participation au REEE entre les familles des quintiles de revenu supérieur et inférieur, alors que les différences de niveau de scolarité des parents représentaient 5,2 points de pourcentage (23,9 %) de la différence générale.

12. Les résultats détaillés de la régression d'où proviennent ces décompositions peuvent être fournis sur demande.

## Tableau 2
## Caractéristiques de l'échantillon des familles économiques ayant des enfants, par quintile de revenu

| | 1999 | | 2012 | |
|---|---|---|---|---|
| | Quintile inférieur | Quintile supérieur | Quintile inférieur | Quintile supérieur |
| | proportion | | | |
| **Quintile de valeur nette (moins les REEE)** | | | | |
| Inférieur | 0,470 | 0,024 | 0,525 | 0,019 |
| Deuxième | 0,319 | 0,093 | 0,213 | 0,063 |
| Troisième | 0,123 | 0,152 | 0,108 | 0,127 |
| Quatrième | 0,055 | 0,366 | 0,102 | 0,273 |
| Supérieur | 0,033 | 0,365 | 0,051 | 0,518 |
| **Niveau de scolarité le plus élevé des parents** | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 0,241 | 0,008 | 0,122 | 0,003 |
| Diplôme d'études secondaires | 0,172 | 0,054 | 0,253 | 0,063 |
| Certificat d'études postsecondaires non universitaires | 0,456 | 0,314 | 0,353 | 0,226 |
| Baccalauréat | 0,089 | 0,277 | 0,188 | 0,368 |
| Plus qu'un baccalauréat | 0,041 | 0,347 | 0,084 | 0,340 |
| **Âge du parent le plus âgé** | | | | |
| Moins de 30 ans | 0,163 | 0,018 | 0,164 | 0,018 |
| 30 à 34 ans | 0,196 | 0,093 | 0,170 | 0,069 |
| 35 à 39 ans | 0,241 | 0,205 | 0,175 | 0,159 |
| 40 à 44 ans | 0,196 | 0,251 | 0,199 | 0,256 |
| 45 à 49 ans | 0,117 | 0,212 | 0,149 | 0,236 |
| 50 à 54 ans | 0,062 | 0,169 | 0,112 | 0,178 |
| 55 ans ou plus | 0,025 | 0,051 | 0,031 | 0,084 |
| Marié ou conjoint de fait | 0,653 | 0,970 | 0,609 | 0,961 |
| Parent seul | 0,347 | 0,030 | 0,391 | 0,039 |
| Un enfant | 0,376 | 0,549 | 0,437 | 0,470 |
| Deux enfants | 0,403 | 0,350 | 0,332 | 0,432 |
| Trois enfants ou plus | 0,221 | 0,100 | 0,231 | 0,098 |
| **Âge du plus jeune enfant** | | | | |
| 0 à 4 ans | 0,411 | 0,294 | 0,424 | 0,311 |
| 5 à 9 ans | 0,273 | 0,212 | 0,257 | 0,201 |
| 10 à 14 ans | 0,234 | 0,253 | 0,227 | 0,253 |
| 15 à 17 ans | 0,082 | 0,241 | 0,092 | 0,236 |
| **Âge de l'enfant le plus âgé** | | | | |
| 0 à 4 ans | 0,194 | 0,205 | 0,258 | 0,179 |
| 5 à 9 ans | 0,254 | 0,204 | 0,192 | 0,223 |
| 10 à 14 ans | 0,331 | 0,234 | 0,336 | 0,212 |
| 15 à 17 ans | 0,221 | 0,357 | 0,214 | 0,386 |
| Provinces de l'Atlantique | 0,101 | 0,043 | 0,073 | 0,055 |
| Québec | 0,292 | 0,138 | 0,215 | 0,159 |
| Ontario | 0,335 | 0,509 | 0,420 | 0,459 |
| Provinces des Prairies | 0,155 | 0,181 | 0,158 | 0,208 |
| Colombie-Britannique | 0,117 | 0,129 | 0,134 | 0,119 |
| Milieu urbain | 0,755 | 0,944 | 0,843 | 0,903 |
| Milieu rural | 0,245 | 0,056 | 0,157 | 0,097 |
| | nombre | | | |
| Taille de l'échantillon | 1 725 | 622 | 588 | 731 |

**Notes :** REEE : régime enregistré d'épargne-études. Toutes les variables sont mesurées au niveau de la famille économique. La valeur nette et le revenu après impôt sont mesurés en dollars constants équivalents de 2012. Les dollars équivalents sont obtenus en divisant par la racine carrée du nombre de membres de la famille économique. Les seuils des quintiles de 2012 sont appliqués aux deux années.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2012.

**Tableau 3**
**Décomposition de Blinder–Oaxaca de la différence de probabilité de posséder un REEE entre les familles économiques des quintiles de revenu supérieur et inférieur**

| | 1999 | | 2012 | |
|---|---|---|---|---|
| | coefficient | Erreur-type bootstrap | coefficient | Erreur-type bootstrap |
| Quintile de revenu supérieur après impôt | 0,318 *** | 0,028 | 0,679 *** | 0,023 |
| Quintile de revenu inférieur après impôt | 0,098 *** | 0,011 | 0,253 *** | 0,025 |
| Quintile de revenu supérieur après impôt moins quintile de revenu inférieur après impôt | 0,219 *** | 0,030 | 0,426 *** | 0,035 |
| Portion expliquée de la différence | 0,136 *** | 0,028 | 0,302 *** | 0,051 |
| Portion inexpliquée de la différence | 0,083 † | 0,044 | 0,123 † | 0,070 |
| **Détail des composants expliqués** | | | | |
| Valeur nette (moins les REEE) | 0,077 ** | 0,025 | 0,184 *** | 0,044 |
| Niveau de scolarité des parents | 0,052 ** | 0,017 | 0,103 *** | 0,023 |
| Âge des parents | 0,007 | 0,009 | -0,008 | 0,017 |
| État matrimonial des parents | 0,007 | 0,006 | 0,031 * | 0,015 |
| Nombre d'enfants | -0,008 | 0,005 | -0,012 | 0,008 |
| Âge du plus jeune enfant | 0,004 | 0,007 | 0,003 | 0,018 |
| Âge de l'enfant le plus âgé | -0,011 † | 0,006 | -0,009 | 0,013 |
| Région | 0,008 † | 0,005 | 0,005 | 0,005 |
| Appartenance à la population urbaine ou rurale | -0,001 | 0,005 | 0,005 | 0,003 |

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

**Notes :** REEE : régime enregistré d'épargne-études. Toutes les variables sont mesurées au niveau de la famille économique. Tous les montants en dollars sont exprimés en dollars constants de 2012. La valeur nette et le revenu après impôt sont mesurés en dollars équivalents, obtenus après division par la racine carrée du nombre de membres de la famille économique.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2012.

Même si l'écart en matière de participation au REEE entre les familles des quintiles de revenu supérieur et inférieur a pratiquement doublé de 1999 à 2012 (passant de 21,9 à 42,6 points de pourcentage), les résultats de la décomposition sont relativement similaires. Dans l'ensemble, les différences de caractéristiques socioéconomiques peuvent expliquer 30,2 points de pourcentage de la différence de 42,6 points de pourcentage (71 %). Une fois encore, les différences de valeur nette (moins les REEE) et de niveau de scolarité des parents ont joué des rôles clés, représentant 43,3 % et 24,2 % de la différence globale du taux de participation au REEE entre les quintiles de revenu. De plus, des différences d'état matrimonial ont joué un rôle moins important, mais non négligeable, représentant 7,3 % de la différence générale de participation au REEE.

Un modèle tobit pas à pas a servi à évaluer la contribution des différences de caractéristiques socioéconomiques à la différence globale de la valeur en dollars des avoirs en REEE pour tous les quintiles de revenu (tableau 4). Le premier modèle comprenait uniquement une variable nominale indiquant qu'une famille faisait partie du quintile de revenu supérieur et non du quintile de revenu inférieur (voir la ligne intitulée « Aucune covariable » dans le tableau 4).

Pour 1999, l'effet marginal d'appartenir au quintile de revenu supérieur était de 16 010 $. Il s'agit de l'écart global de la valeur des REEE en dollars. Après l'inclusion de la valeur nette (moins les REEE), cet effet marginal a diminué pour se situer à 6 982 $, ce qui sous-entend que ce facteur représentait 9 029 $ (soit 56,4 %) de l'écart global de la valeur en dollars des REEE. L'ajout du niveau de scolarité des parents au modèle représentait une contribution de 4 252 $ (soit 26,6 %). Cependant, puisque des covariables différentes figuraient déjà dans le modèle lorsque ces deux facteurs ont été inclus, leur contribution peut être attribuable en partie à l'ordre de leur inclusion dans le modèle. Les deux facteurs ont également été inclus dans l'ordre inverse, et cela a engendré des résultats relativement différents (au moins quantitativement), présentés au bas du

tableau. En particulier, la valeur nette (moins les REEE) représentait alors 42,1 % de l'écart global, alors que le niveau de scolarité des parents représentait 40,9 % de l'écart global. Ainsi, les différences de valeur nette (moins les REEE) représentaient entre 42,1 % et 56,4 % de l'écart global de la valeur en dollars des REEE entre les familles des quintiles de revenu supérieur et inférieur, alors que les différences de niveau de scolarité des parents représentaient entre 26,6 % et 40,9 % de l'écart. Fait à noter, lorsque ces deux facteurs ont été inclus ultérieurement dans le modèle, leur contribution a conservé ce même ordre de valeurs. D'autres variables n'ont pas contribué à l'écart de valeur en dollars des avoirs en REEE.

**Tableau 4**
**Effet marginal de l'appartenance au quintile de revenu supérieur par rapport au quintile inférieur sur la possession d'un REEE — résultats de la régression tobit pas à pas**

| | 1999 | | 2012 | |
|---|---|---|---|---|
| | effet marginal | erreur type bootstrap | effet marginal | erreur type bootstrap |
| Aucune covariable | 16 010 *** | 2 866 | 34 486 *** | 4 885 |
| Ajout de la valeur nette (moins les REEE) | 6 982 ** | 2 608 | 13 068 *** | 3 362 |
| Ajout du niveau de scolarité des parents | 2 729 | 2 527 | 7 626 * | 3 369 |
| Ajout de l'âge des parents | 2 996 | 2 566 | 7 520 * | 3 386 |
| Ajout de l'état matrimonial des parents | 2 534 | 2 535 | 6 366 | 8 182 |
| Ajout du nombre d'enfants | 2 995 | 2 608 | 8 182 * | 3 481 |
| Ajout de l'âge du plus jeune enfant | 3 520 | 2 531 | 7 859 * | 3 491 |
| Ajout de l'âge de l'enfant le plus âgé | 3 921 | 2 466 | 8 080 * | 3 553 |
| Ajout de la région | 3 006 | 2 456 | 7 784 * | 3 664 |
| Ajout de l'appartenance à la population urbaine ou rurale | 2 941 | 2 443 | 7 691 * | 3 654 |
| Aucune covariable | 16 010 *** | 2 866 | 34 486 *** | 4 885 |
| Ajout du niveau de scolarité des parents | 9 469 *** | 2 429 | 24 943 *** | 3 947 |
| Ajout de la valeur nette (moins REEE) | 2 729 | 2 527 | 7 626 * | 3 369 |

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

**Notes :** REEE : régime enregistré d'épargne-études. Toutes les variables sont mesurées au niveau de la famille économique. Tous les montants en dollars sont exprimés en dollars constants de 2012. La valeur nette et le revenu après impôt sont mesurés en dollars équivalents, obtenus après division par la racine carrée du nombre de membres de la famille économique.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2012.

Les résultats pour 2012 donnent à penser que les différences de valeur nette (moins les REEE) jouaient un rôle plus important qu'en 1999, alors que les différences de niveau de scolarité des parents jouaient un rôle moins important en 2012. En particulier, les différences de valeur nette (moins les REEE) représentaient de 50,2 % à 62,1 % de l'écart global, alors que les différences de niveau de scolarité des parents représentaient de 15,8 % à 27,7 % de l'écart global. Une fois encore, les autres variables ont joué un rôle minime, voire nul.

L'annexe fournit quatre tableaux présentant des résultats de tests de robustesse des décompositions Blinder–Oaxaca et des régressions tobit pas à pas.

Il est bien documenté que les enfants d'immigrants sont plus susceptibles de fréquenter l'université que les enfants de parents nés au Canada. Parallèlement, les immigrants ont généralement un revenu inférieur à celui des personnes nées au Canada, même s'ils sont

proportionnellement plus nombreux à avoir suivi des études universitaires[13]. Ces faits peuvent contredire certains des résultats déjà indiqués. Les tableaux 1 et 2 de l'annexe présentent les résultats des modèles Blinder–Oaxaca et de régression tobit pas à pas des tableaux 3 et 4, après inclusion, dans le modèle, d'une variable nominale indiquant qu'au moins un des parents est immigrant. Les résultats sont pratiquement identiques à ceux des tableaux 3 et 4. De plus, la variable du statut d'immigrant a très peu contribué aux différences d'avoirs en REEE entre les familles des quintiles de revenu supérieur et inférieur.

Les tableaux 3 et 4 de l'annexe reproduisent également les tableaux 3 et 4 du corps principal du présent document, mais incluent les REEE dans la définition de la valeur nette. Il convient de rappeler que cette inclusion introduit une endogénéité dans les modèles si les familles accroissent leur épargne totale lorsqu'elles investissent dans un REEE (au lieu de simplement déplacer des actifs dans un REEE). Les résultats sont qualitativement similaires à ceux présentés dans les tableaux 3 et 4, même si le rôle que joue la valeur nette est alors un peu plus important.

Même si des différences de valeur nette et de niveau de scolarité des parents peuvent expliquer une portion importante de l'écart entre les avoirs en REEE selon le quintile de revenu, une portion non négligeable demeure inexpliquée pour les deux années.

Une explication possible qui ne peut être vérifiée au moyen des données de l'ESF est associée à d'éventuelles différences en ce qui a trait à la connaissance des REEE et aux avantages qui y sont rattachés (la SCEE et le BEC). L'Enquête sur les approches en matière de planification des études de 2013 (Statistique Canada, s.d.*b*) fournit des renseignements à cet égard. Les parents d'enfants de moins de 18 ans étaient moins susceptibles de posséder un REEE pour leur enfant s'ils appartenaient au quintile inférieur de la répartition des revenus de ménage équivalents (27,8 % d'un échantillon de 1 688) que s'ils appartenaient au quintile supérieur (69,1 % d'un échantillon de 1 881). Cela correspond aux résultats de l'ESF et de l'EJET-A. La connaissance de la SCEE et du BEC était généralement plus faible au sein des ménages du quintile de revenu inférieur. En effet, 49,3 % des parents du quintile inférieur connaissaient la SCEE, contre 74,0 % des parents du quintile supérieur. Même si le BEC est uniquement réservé aux familles à revenu inférieur, sa notoriété était similaire pour toute la répartition des revenus : 38,0 % des parents du quintile de revenu inférieur connaissaient le BEC, contre 34,8 % des parents du quintile supérieur.

Les données indiquent également que 39,6 % des ménages du quintile de revenu inférieur disposaient d'économies destinées aux études postsecondaires d'un enfant, mais, dans 29,8 % de ces cas, ils avaient évité d'utiliser un REEE. Dans ce groupe ayant accumulé de l'épargne en prévision d'études postsecondaires, mais ne possédant pas de REEE, la raison la plus couramment invoquée de ne pas posséder de REEE était un manque de connaissance (40,4 %). Dans les ménages du quintile de revenu supérieur, 83,3 % disposaient d'épargnes en prévision des études postsecondaires de l'enfant, mais seulement 17,1 % d'entre eux ne disposaient pas de REEE. De plus, 9,6 % des ménages du quintile supérieur ayant des épargnes réservées aux études postsecondaires, mais ne possédant pas de REEE indiquaient ne pas connaître l'existence de l'instrument d'épargne comme raison de ne pas disposer de REEE[14].

13. Voir Picot et Sweetman (2012) pour un aperçu de la situation des immigrants.
14. Comprendre la façon dont les REEE et les avantages qui s'y rattachent fonctionnent pourrait également être un facteur. En décembre 2007 et janvier 2008, EKOS Research Associates a interrogé 901 parents d'enfants de moins de 18 ans dont le revenu du ménage ne dépassait pas 38 000 $ (EKOS Research Associates, 2008). L'étude a révélé que seule la moitié des personnes connaissant l'existence des REEE ou de la SCEE pouvaient les décrire avec exactitude. L'étude a également permis de constater qu'il existait de nombreuses idées fausses sur le fonctionnement des REEE et de la SCEE. Une mise en garde importante est liée au taux de réponse de cette étude. Sur les 249 804 unités visées, 37 387 ont répondu à l'enquête (15 %). Sur ces unités répondantes, 23 % ont entièrement répondu à l'enquête. Par conséquent, 3,4 % des ménages visés ont entièrement répondu à l'enquête.

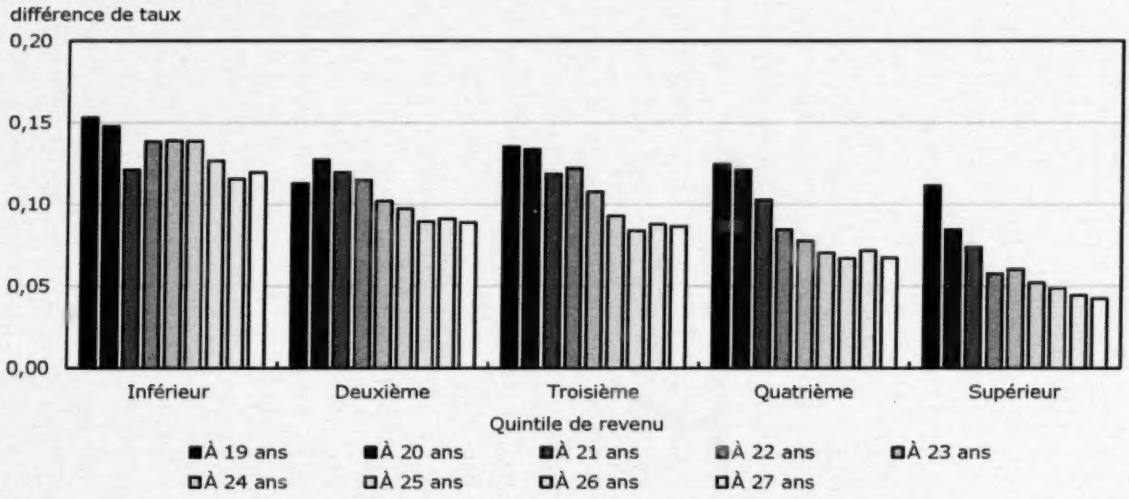
## 4.2 Participation au régime enregistré d'épargne-étude et inscription aux études postsecondaires

Importe-t-il que la participation au REEE soit plus faible pour les familles à faible revenu? Le résultat peut-être le plus important est l'inscription aux études postsecondaires, puisque c'est là l'objectif que visent les REEE. Afin d'examiner ce point, la présente étude se penche maintenant sur l'estimation de la relation entre la participation au REEE et l'inscription aux études postsecondaires chez les jeunes. On utilise pour cela les données de l'EJET-A et du FFT1.

Ces données laissent entendre que 10,2 % des jeunes âgés de 15 ans issus de familles du quintile inférieur de la répartition du revenu familial total possédaient un REEE au moment de l'enquête (année 2000). Parmi les jeunes de 15 ans du quintile supérieur, 31,0 % possédaient un REEE. Ces chiffres sont très proches des chiffres correspondant du tableau 1, lequel montre que 9,8 % des familles du quintile inférieur ayant des enfants de moins de 18 ans possédaient un REEE en 1999, par rapport à 31,8 % des familles du quintile supérieur. Puisque les données de l'EJET-A et du FFT1 permettent d'effectuer le suivi des personnes jusqu'aux études postsecondaires, il est également possible d'examiner les résultats par sexe. En matière de REEE, les taux sont similaires pour les garçons et les filles (juste un peu plus de 21 % dans les deux cas).

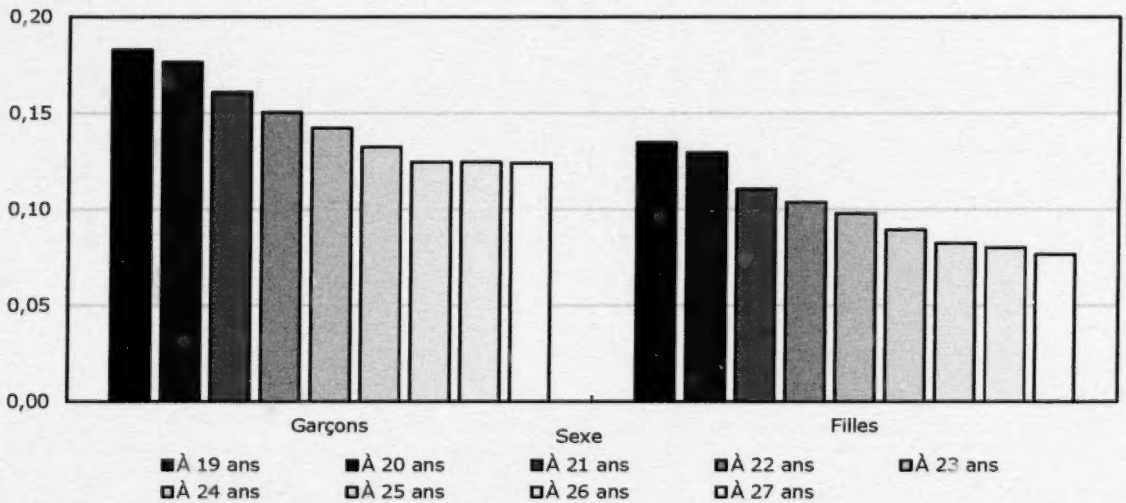
Le graphique 1 présente les différences de proportion des jeunes ayant ou n'ayant pas de REEE qui ont suivi des études postsecondaires à un âge donné (allant de 19 ans à 27 ans), par quintile de revenu familial (à l'âge de 15 ans). Le graphique 2 présente la même information par sexe. Dans tous les cas, les différences de taux d'inscription aux études postsecondaires étaient positives. En général, les différences étaient les plus grandes chez les jeunes du quintile de revenu inférieur et les plus faibles chez les jeunes du quintile de revenu supérieur. Cependant, la variation de ces différences de taux de participation par quintile de revenu n'était pas importante. Plus particulièrement, les différences de taux de participation aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE étaient environ deux fois plus importantes pour les garçons que pour les filles.

**Graphique 1**
**Différence de taux d'inscription aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE, par quintile de revenu et par âge**




**Note :** REEE : régime enregistré d'épargne-études.
**Sources :** Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1 et fichier sur la famille T1 de 2001 à 2011; Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves.

**Graphique 2**
**Différence de taux d'inscription aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE, par sexe et par âge**




**Note :** REEE : régime enregistré d'épargne-études.
**Sources :** Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1 et fichier sur la famille T1 de 2001 à 2011; Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves.

Au cours des années, les différences avaient tendance à s'atténuer pour les jeunes de tous les segments de la répartition des revenus, ainsi que pour les garçons et les filles, ce qui donne à penser que chez les jeunes ne disposant pas de REEE, l'écart dans les taux de participation aux études postsecondaires s'était, dans une certaine mesure, atténué au cours de la période allant du début jusqu'au milieu de la vingtaine.

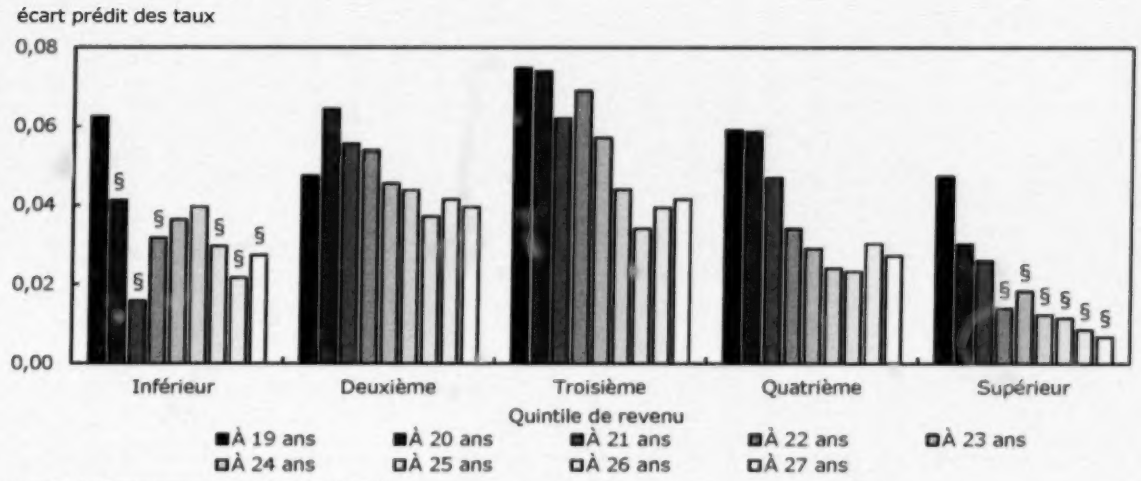
Les différences de taux d'inscription indiquées dans les graphiques 1 et 2 ne tiennent pas compte d'autres facteurs associés à l'inscription aux études postsecondaires. Les résultats du tableau 5 de l'annexe donnent à penser qu'il existait des différences considérables quant aux déterminants essentiels de l'inscription aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE. De plus, ces différences étaient plus prononcées dans certains segments de la répartition des revenus que dans d'autres et étaient également plus prononcées pour les garçons que pour les filles.

Le niveau de scolarité des parents est peut-être, par exemple, le facteur qui présente la plus forte corrélation avec l'inscription aux études postsecondaires. En effet, 62,9 % des jeunes détenteurs de REEE appartenant au quintile de revenu inférieur avaient au moins un parent possédant un diplôme d'études postsecondaires, par rapport à 44,0 % des non-détenteurs de REEE (c.-à-d., une différence de 18,9 points de pourcentage). Par contre, 87,5 % des détenteurs de REEE faisant partie du quintile de revenu inférieur avaient au moins un parent possédant un diplôme d'études postsecondaires, par rapport à 78,6 % de non-détenteurs de REEE (c.-à-d., une différence de 8,9 points de pourcentage).

Un autre facteur de corrélation important en matière d'inscription aux études postsecondaires est lié aux résultats scolaires. Chez les garçons, 80,1 % des détenteurs de REEE maintenaient une moyenne scolaire pondérée cumulative de 70 % ou plus à 15 ans, par rapport à 66,5 % des non-détenteurs de REEE (c.-à-d., une différence de 13,7 points de pourcentage). Chez les filles, l'écart était relativement moins important : 9,3 points de pourcentage.

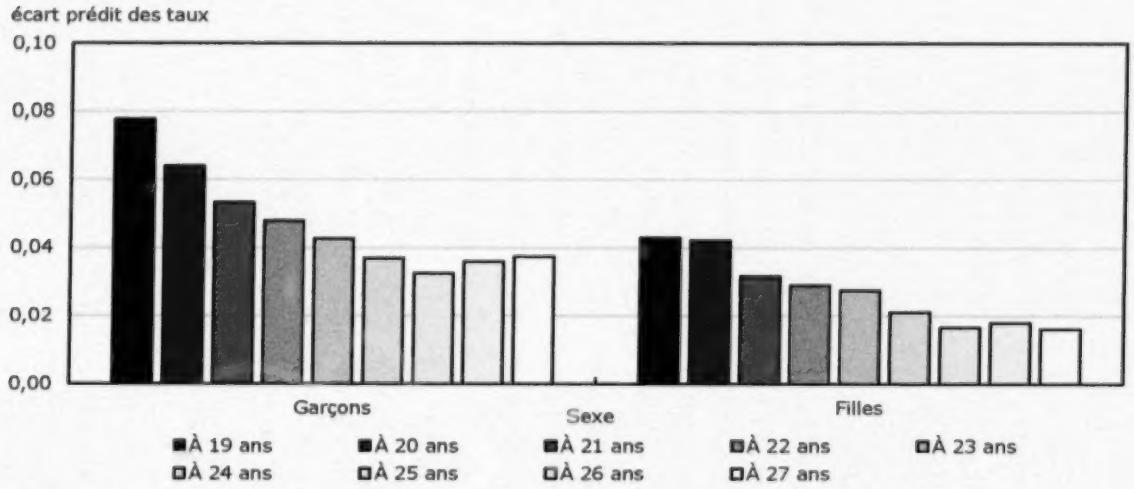
Le tableau 5 de l'annexe montre également d'autres différences de caractéristiques socioéconomiques entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE. On a tenu compte de ces différences dans des modèles de probabilité linéaires d'inscription aux études postsecondaires en fonction de la possession d'un REEE. Ces modèles ont été exécutés séparément par quintile de revenu (à l'âge de 15 ans) et par sexe; les résultats sont présentés, respectivement, dans les graphiques 3 et 4. Les tableaux 6-1 et 6-2 de l'annexe présentent les résultats détaillés.

**Graphique 3**
**Écart prédit des taux d'inscription aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE, par quintile de revenu et par âge**




§ non statistiquement significatif à 10 %
**Note :** REEE : régime enregistré d'épargne-études.
**Sources :** Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1 et fichier sur la famille T1 de 2001 à 2011; Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves.

**Graphique 4**
**Écart prédit des taux d'inscription aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE, par sexe et par âge**




**Note :** REEE : régime enregistré d'épargne-études.
**Sources :** Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1 et fichier sur la famille T1 de 2001 à 2011; Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves.

Même en tenant compte des différences de caractéristiques socioéconomiques entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE, de nombreuses tendances ont persisté. Dans l'ensemble, les jeunes ayant accès à un REEE ont toujours présenté, en général, une plus forte propension à suivre des études postsecondaires que les jeunes ne disposant pas de REEE. De plus, comme c'était le cas lorsqu'on n'a pas tenu compte des différences de caractéristiques socioéconomiques, les écarts dans les taux d'inscription aux études postsecondaires ont généralement diminué au fil du temps. En d'autres termes, chez les jeunes n'ayant pas accès à un REEE à 15 ans, l'écart dans les inscriptions s'est atténué au fil du temps. De plus, disposer d'un REEE était associé deux fois plus fortement à l'inscription aux études postsecondaires chez les garçons que chez les filles.

Malgré ces similarités, certaines différences importantes ont émergé après avoir tenu compte des différences de caractéristiques socioéconomiques. Tout d'abord, les écarts dans les taux d'inscription aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE sont devenus considérablement plus faibles dans la plupart des cas. Par exemple, chez les jeunes du quintile de revenu inférieur, le taux d'inscription aux études postsecondaires à 19 ans était de 15,3 points de pourcentage plus élevé pour les détenteurs de REEE que pour les non-détenteurs. Après la prise en compte des résultats scolaires généralement plus faibles des non-détenteurs et du niveau de scolarité plus faible de leurs parents (entre autres facteurs), l'écart de taux de participation à 19 ans avait diminué pour se situer à 6,2 points de pourcentage. De plus, les écarts n'étaient plus significatifs dans certains cas. En particulier, la signification statistique a disparu pour les jeunes des quintiles de revenu inférieur et supérieur à l'âge de 27 ans. En fait, après l'âge de 19 ans, les écarts de taux d'inscription ont décliné considérablement pour les deux groupes et n'étaient souvent pas statistiquement significatifs. Pour les jeunes des trois quintiles de revenu médians, des écarts statistiquement significatifs se sont maintenus même à l'âge de 27 ans. Pris ensemble, ces résultats donnent à penser que la disponibilité d'un REEE à l'âge de 15 ans était associée à une augmentation des inscriptions précoces aux études postsecondaires pour toute la répartition des revenus et à une hausse des inscriptions jusqu'à l'âge de 27 ans pour les jeunes de la portion médiane de la répartition des revenus.

# 5 Conclusion

Le régime enregistré d'épargne-études (REEE) est à la disposition des parents pour les aider à épargner en prévision des études postsecondaires de leurs enfants. Les investissements en REEE fructifient à l'abri de l'impôt et le gouvernement fédéral verse des cotisations supplémentaires comme parfois également certains gouvernements provinciaux. Des travaux précédents réalisés par Milligan (2004) ont déjà établi que l'épargne en REEE se concentrait fortement dans les familles à revenu élevé, à patrimoine important et ayant un niveau de scolarité élevé. Cependant, cette analyse était antérieure à de récentes augmentations des cotisations gouvernementales pour les familles à faible revenu. De plus, l'estimation de la relation entre la participation au REEE et l'inscription aux études postsecondaires a été peu étudiée.

La présente étude contribue de trois manières à enrichir les connaissances sur les REEE. Tout d'abord, elle documente les différences relatives aux avoirs en REEE selon le revenu familial ainsi que l'évolution de ces avoirs au fil du temps. Ensuite, elle décompose ces différences (particulièrement entre les quintiles supérieur et inférieur du revenu familial) en portions liées aux différences observées dans les principaux déterminants d'une participation au REEE (p. ex., le patrimoine familial et le niveau de scolarité des parents) et en facteurs inexpliqués. Enfin, la troisième contribution consiste à examiner la relation entre la possession d'un REEE et la fréquentation d'un établissement d'enseignement postsecondaire.

L'étude révèle que, chez les familles ayant des enfants de moins de 18 ans, les taux d'avoirs en REEE ainsi que les montants moyens en dollars des REEE étaient plus élevés pour les familles appartenant aux quintiles de revenu supérieurs. Cette tendance s'observe pour les deux années examinées : 1999 et 2012. Alors que les avoirs moyens en REEE en dollars ont augmenté pour les familles de tous les quintiles de revenu tout au long de la période, ils ont progressé plus rapidement au sein des familles du quintile supérieur, à la fois en valeur absolue et en valeur relative. L'écart des avoirs en REEE entre les familles appartenant aux quintiles supérieur et inférieur de la répartition des revenus est largement attribuable à un patrimoine plus important et (dans une moindre mesure) à un niveau de scolarité plus élevé chez les parents de familles se situant au sommet de la répartition. Une moins grande connaissance des REEE de la part des familles du quintile de revenu inférieur peut également avoir été un facteur. De plus, la présente étude révèle que l'accès à un REEE à 15 ans était associé à des taux plus élevés d'inscription aux études postsecondaires à 19 ans, quel que soit le revenu familial. L'écart dans les taux d'inscription aux études postsecondaires entre les détenteurs et les non-détenteurs de REEE a diminué au fil du temps dans l'ensemble des quintiles de revenu. À 27 ans, l'association entre les REEE et l'inscription aux études postsecondaires était toujours positive pour toute la répartition des revenus, mais était statistiquement significative uniquement pour les jeunes des deuxième, troisième et quatrième quintiles. Une association positive entre l'utilisation d'un REEE et l'inscription aux études postsecondaires a également été constatée chez les garçons et les filles, tant à court terme qu'à long terme; cette association est cependant deux fois plus forte chez les garçons.

Enfin, il est important de noter que les familles à faible revenu ont augmenté leur épargne en REEE au cours des dernières années, à la suite de l'introduction de la Subvention canadienne pour l'épargne-études supplémentaire et du Bon d'études canadien en 2004. Actuellement, on ne dispose d'aucune source de données à l'échelle nationale permettant d'effectuer le suivi des avoirs en REEE des jeunes après 2004 et de leurs tendances subséquentes d'inscription aux études postsecondaires. Il s'agit d'une limite importante des résultats de la présente étude, laquelle permet d'examiner les jeunes selon qu'ils avaient ou non un REEE en 2000. Coupler les données administratives sur l'épargne dans des REEE et les données fiscales serait bénéfique aux futures recherches dans ce domaine afin d'examiner cette relation.

# 6 Tableaux en annexe

## Annexe — Tableau 1
## Décomposition de Blinder–Oaxaca de la différence de probabilité de posséder un REEE entre les familles économiques des quintiles de revenu supérieur et inférieur (covariable de statut d'immigrant incluse)

| | 1999 | | 2012 | |
|---|---|---|---|---|
| | coefficient | erreur-type bootstrap | coefficient | erreur-type bootstrap |
| Quintile de revenu supérieur après impôt | 0,318 *** | 0,028 | 0,679 *** | 0,023 |
| Quintile de revenu inférieur après impôt | 0,098 *** | 0,011 | 0,253 *** | 0,025 |
| Quintile de revenu supérieur après impôt moins quintile de revenu inférieur après impôt | 0,219 *** | 0,030 | 0,426 *** | 0,035 |
| Portion expliquée de la différence | 0,128 *** | 0,028 | 0,297 *** | 0,051 |
| Portion inexpliquée de la différence | 0,091 * | 0,045 | 0,129 † | 0,070 |
| **Détail des composants expliqués** | | | | |
| Valeur nette (moins les REEE) | 0,078 ** | 0,025 | -0,184 *** | 0,044 |
| Niveau de scolarité des parents | 0,050 ** | 0,018 | -0,102 *** | 0,024 |
| Âge des parents | 0,005 | 0,009 | 0,009 | 0,018 |
| État matrimonial des parents | 0,006 | 0,006 | -0,030 † | 0,016 |
| Nombre d'enfants | -0,009 | 0,005 | 0,012 | 0,009 |
| Âge du plus jeune enfant | 0,005 | 0,007 | -0,004 | 0,018 |
| Âge de l'enfant le plus âgé | -0,011 † | 0,006 | 0,009 | 0,014 |
| Région | 0,007 | 0,005 | -0,005 | 0,005 |
| Appartenance à la population urbaine ou rurale | -0,002 | 0,005 | -0,004 | 0,003 |
| Statut d'immigrant des parents | 0,000 | 0,001 | 0,002 | 0,006 |

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

**Notes :** REEE : régime enregistré d'épargne-études. Toutes les variables sont mesurées au niveau de la famille économique. Tous les montants en dollars sont exprimés en dollars constants de 2012. La valeur nette et le revenu après impôt sont mesurés en dollars équivalents, obtenus après division par la racine carrée du nombre de membres de la famille économique.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2012.

## Annexe — Tableau 2
## Effet marginal de l'appartenance au quintile de revenu supérieur par rapport au quintile inférieur sur la possession d'un REEE — résultats de la régression tobit pas à pas (covariable de statut d'immigrant incluse)

| | 1999 | | 2012 | |
|---|---|---|---|---|
| | effet marginal | erreur-type bootstrap | effet marginal | erreur-type bootstrap |
| Aucune covariable | 16 010 *** | 2 866 | 34 486 *** | 4 885 |
| Ajout de la valeur nette (moins les REEE) | 6 982 ** | 2 608 | 13 068 *** | 3 362 |
| Ajout du niveau de scolarité des parents | 2 729 | 2 527 | 7 626 * | 3 369 |
| Ajout de l'âge des parents | 2 996 | 2 566 | 7 520 * | 3 386 |
| Ajout de l'état matrimonial des parents | 2 534 | 2 535 | 6 366 | 8 182 |
| Ajout du nombre d'enfants | 2 995 | 2 608 | 8 182 * | 3 481 |
| Ajout de l'âge du plus jeune enfant | 3 520 | 2 531 | 7 859 * | 3 491 |
| Ajout de l'âge de l'enfant le plus âgé | 3 921 | 2 466 | 8 080 * | 3 553 |
| Ajout de la région | 3 006 | 2 456 | 7 784 * | 3 664 |
| Ajout de l'appartenance à la population urbaine ou rurale | 2 941 | 2 443 | 7 691 * | 3 654 |
| Ajout de l'état d'immigrant des parents | 3 499 | 2 539 | 7 453 † | 3 881 |
| Aucune covariable | 16 010 *** | 2 866 | 34 486 *** | 4 885 |
| Ajout du niveau de scolarité des parents | 9 469 *** | 2 429 | 24 943 *** | 3 947 |
| Ajout de la valeur nette (moins les REEE) | 2 729 | 2 527 | 7 626 * | 3 369 |

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

**Notes :** REEE : régime enregistré d'épargne-études. Toutes les variables sont mesurées au niveau de la famille économique. Tous les montants en dollars sont exprimés en dollars constants de 2012. La valeur nette et le revenu après impôt sont mesurés en dollars équivalents, obtenus après division par la racine carrée du nombre de membres de la famille économique.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2012.

## Annexe — Tableau 3
## Décomposition de Blinder–Oaxaca de la différence de probabilité de posséder un REEE entre les familles économiques des quintiles de revenu supérieur et inférieur (valeur nette des REEE incluse)

| | 1999 | | 2012 | |
|---|---|---|---|---|
| | coefficient | erreur-type bootstrap | coefficient | erreur-type bootstrap |
| Quintile de revenu supérieur après impôt | 0,318 *** | 0,028 | 0,679 *** | 0,023 |
| Quintile de revenu inférieur après impôt | 0,098 *** | 0,011 | 0,253 *** | 0,025 |
| Quintile de revenu supérieur après impôt moins quintile de revenu inférieur après impôt | 0,219 *** | 0,030 | 0,426 *** | 0,035 |
| Portion expliquée de la différence | 0,150 *** | 0,028 | 0,320 *** | 0,051 |
| Portion inexpliquée de la différence | 0,069 | 0,044 | 0,106 | 0,070 |
| **Détail des composants expliqués** | | | | |
| Valeur nette | 0,097 *** | 0,025 | 0,208 *** | 0,044 |
| Niveau de scolarité des parents | 0,050 ** | 0,017 | 0,100 *** | 0,023 |
| Âge des parents | 0,006 | 0,009 | -0,011 | 0,017 |
| État matrimonial des parents | 0,005 | 0,006 | 0,031 * | 0,015 |
| Nombre d'enfants | -0,008 | 0,005 | -0,012 | 0,008 |
| Âge du plus jeune enfant | 0,003 | 0,008 | 0,003 | 0,018 |
| Âge de l'enfant le plus âgé | -0,011 † | 0,006 | -0,009 | 0,014 |
| Région | 0,008 † | 0,005 | 0,005 | 0,005 |
| Appartenance à la population urbaine ou rurale | 0,000 | 0,005 | 0,005 | 0,003 |

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

**Notes :** REEE : régime enregistré d'épargne-études. Toutes les variables sont mesurées au niveau de la famille économique. Tous les montants en dollars sont exprimés en dollars constants de 2012. La valeur nette et le revenu après impôt sont mesurés en dollars équivalents, obtenus après division par la racine carrée du nombre de membres de la famille économique.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2012.

## Annexe — Tableau 4
## Effet marginal de l'appartenance au quintile de revenu supérieur par rapport au quintile inférieur sur la possession d'un REEE — résultats de la régression tobit pas à pas (valeur nette des REEE incluse)

| | 1999 | | 2012 | |
|---|---|---|---|---|
| | effet marginal | erreur-type bootstrap | effet marginal | erreur-type bootstrap |
| Aucune covariable | 16 010 *** | 2 866 | 34 486 *** | 4 885 |
| Ajout de la valeur nette | 5 217 * | 2 475 | 11 800 *** | 3 308 |
| Ajout du niveau de scolarité des parents | 1 210 | 2 545 | 6 652 * | 3 324 |
| Ajout de l'âge des parents | 1 490 | 2 575 | 6 571 † | 3 360 |
| Ajout de l'état matrimonial des parents | 1 151 | 2 546 | 5 471 | 3 440 |
| Ajout du nombre d'enfants | 1 591 | 2 607 | 7 284 * | 3 466 |
| Ajout de l'âge du plus jeune enfant | 2 146 | 2 510 | 6 947 * | 3 486 |
| Ajout de l'âge de l'enfant le plus âgé | 2 567 | 2 458 | 7 118 * | 3 546 |
| Ajout de la région | 1 664 | 2 465 | 6 738 † | 3 693 |
| Ajout de l'appartenance à la population urbaine ou rurale | 1 478 | 2 459 | 6 648 † | 3 682 |
| Aucune covariable | 16 010 *** | 2 866 | 34 486 *** | 4 885 |
| Ajout du niveau de scolarité des parents | 9 469 *** | 2 429 | 24 943 *** | 3 947 |
| Ajout de la valeur nette | 1 210 | 2 545 | 6 652 * | 3 324 |

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

**Notes :** REEE : régime enregistré d'épargne-études. Toutes les variables sont mesurées au niveau de la famille économique. Tous les montants en dollars sont exprimés en dollars constants de 2012. La valeur nette et le revenu après impôt sont mesurés en dollars équivalents, obtenus après division par la racine carrée du nombre de membres de la famille économique.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2012.

## Annexe — Tableau 5
## Caractéristiques de l'échantillon à l'âge de 15 ans

| | Quintile de revenu inférieur | | Deuxième quintile de revenu | | Troisième quintile de revenu | | Quatrième quintile de revenu | | Quintile de revenu supérieur | | Garçons | | Filles | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE |
| | | | | | | | moyenne | | | | | | | |
| Revenu familial total équivalent | 12 404 | 12 409 | 23 289 | 23 418 | 31 287 | 31 701 | 39 608 | 39 907 | 65 595 | 69 270 | 33 290 | 42 581 | 32 339 | 41 135 |
| | | | | | | | proportion | | | | | | | |
| **Note de lecture** | | | | | | | | | | | | | | |
| En dessous du 5e centile | 0,083 | 0,073 | 0,061 | 0,043 | 0,042 | 0,024 | 0,046 | 0,035 | 0,033 | 0,014 | 0,078 | 0,044 | 0,033 | 0,019 |
| Entre le 5e centile (inclus) et le 10e centile (exclus) | 0,076 | 0,035 | 0,064 | 0,030 | 0,052 | 0,025 | 0,043 | 0,028 | 0,039 | 0,017 | 0,068 | 0,031 | 0,044 | 0,020 |
| Entre le 10e centile (inclus) et le 25e centile (exclus) | 0,203 | 0,128 | 0,180 | 0,121 | 0,156 | 0,092 | 0,141 | 0,089 | 0,130 | 0,081 | 0,181 | 0,105 | 0,149 | 0,086 |
| Entre le 25e centile (inclus) et le 50e centile (exclus) | 0,268 | 0,259 | 0,253 | 0,279 | 0,266 | 0,225 | 0,256 | 0,215 | 0,232 | 0,190 | 0,261 | 0,262 | 0,251 | 0,186 |
| Entre le 50e centile (inclus) et le 75e centile (exclus) | 0,212 | 0,294 | 0,242 | 0,232 | 0,246 | 0,299 | 0,261 | 0,313 | 0,263 | 0,241 | 0,231 | 0,261 | 0,255 | 0,289 |
| Entre le 75e centile (inclus) et le 90e centile (exclus) | 0,111 | 0,123 | 0,121 | 0,169 | 0,142 | 0,191 | 0,157 | 0,192 | 0,181 | 0,239 | 0,117 | 0,175 | 0,162 | 0,215 |
| Entre le 90e centile (inclus) et le 95e centile (exclus) | 0,028 | 0,048 | 0,041 | 0,062 | 0,053 | 0,058 | 0,047 | 0,054 | 0,054 | 0,086 | 0,034 | 0,056 | 0,053 | 0,073 |
| À partir du 95e centile | 0,020 | 0,040 | 0,039 | 0,065 | 0,043 | 0,086 | 0,049 | 0,074 | 0,068 | 0,131 | 0,030 | 0,065 | 0,054 | 0,111 |
| **Résultat général à l'école secondaire** | | | | | | | | | | | | | | |
| Moins de 60 % | 0,099 | 0,050 | 0,091 | 0,047 | 0,079 | 0,047 | 0,081 | 0,048 | 0,068 | 0,033 | 0,106 | 0,060 | 0,064 | 0,028 |
| Entre 60 % et 69 % | 0,217 | 0,175 | 0,206 | 0,144 | 0,203 | 0,122 | 0,173 | 0,108 | 0,174 | 0,110 | 0,230 | 0,139 | 0,165 | 0,109 |
| Entre 70 % et 79 % | 0,370 | 0,334 | 0,348 | 0,323 | 0,330 | 0,320 | 0,344 | 0,303 | 0,306 | 0,283 | 0,357 | 0,340 | 0,327 | 0,275 |
| Entre 80 % et 89 % | 0,259 | 0,317 | 0,289 | 0,376 | 0,314 | 0,412 | 0,319 | 0,412 | 0,368 | 0,415 | 0,250 | 0,365 | 0,359 | 0,430 |
| Entre 90 % et 100 % | 0,055 | 0,124 | 0,066 | 0,110 | 0,074 | 0,099 | 0,084 | 0,129 | 0,085 | 0,158 | 0,058 | 0,096 | 0,085 | 0,159 |
| **Note de maîtrise/estime de soi** | | | | | | | | | | | | | | |
| En dessous du 5e centile | 0,059 | 0,059 | 0,058 | 0,046 | 0,044 | 0,040 | 0,059 | 0,032 | 0,045 | 0,029 | 0,043 | 0,030 | 0,063 | 0,045 |
| Entre le 5e centile (inclus) et le 10e centile (exclus) | 0,063 | 0,085 | 0,065 | 0,053 | 0,036 | 0,048 | 0,047 | 0,046 | 0,032 | 0,044 | 0,048 | 0,052 | 0,051 | 0,050 |
| Entre le 10e centile (inclus) et le 25e centile (exclus) | 0,157 | 0,172 | 0,161 | 0,140 | 0,148 | 0,108 | 0,137 | 0,134 | 0,167 | 0,138 | 0,142 | 0,122 | 0,166 | 0,147 |
| Entre le 25e centile (inclus) et le 50e centile (exclus) | 0,235 | 0,231 | 0,231 | 0,228 | 0,238 | 0,244 | 0,236 | 0,229 | 0,225 | 0,244 | 0,229 | 0,203 | 0,237 | 0,269 |
| Entre le 50e centile (inclus) et le 75e centile (exclus) | 0,257 | 0,271 | 0,242 | 0,258 | 0,291 | 0,284 | 0,271 | 0,281 | 0,272 | 0,254 | 0,273 | 0,279 | 0,259 | 0,261 |
| Entre le 75e centile (inclus) et le 90e centile (exclus) | 0,138 | 0,079 | 0,153 | 0,173 | 0,147 | 0,173 | 0,149 | 0,161 | 0,151 | 0,169 | 0,146 | 0,185 | 0,149 | 0,136 |
| Entre le 90e centile (inclus) et le 95e centile (exclus) | 0,045 | 0,042 | 0,047 | 0,044 | 0,048 | 0,049 | 0,050 | 0,054 | 0,053 | 0,073 | 0,055 | 0,060 | 0,042 | 0,052 |
| À partir du 95e centile | 0,047 | 0,061 | 0,044 | 0,058 | 0,047 | 0,054 | 0,051 | 0,062 | 0,056 | 0,049 | 0,064 | 0,071 | 0,034 | 0,041 |
| Parent seul | 0,330 | 0,271 | 0,148 | 0,153 | 0,090 | 0,101 | 0,047 | 0,052 | 0,029 | 0,028 | 0,128 | 0,084 | 0,148 | 0,098 |
| Deux parents, dont un non biologique | 0,087 | 0,068 | 0,099 | 0,074 | 0,106 | 0,112 | 0,112 | 0,072 | 0,113 | 0,092 | 0,096 | 0,077 | 0,108 | 0,094 |
| Deux parents biologiques | 0,584 | 0,660 | 0,753 | 0,774 | 0,804 | 0,786 | 0,842 | 0,876 | 0,858 | 0,880 | 0,776 | 0,839 | 0,743 | 0,808 |
| **Niveau de scolarité des parents** | | | | | | | | | | | | | | |
| Sans diplôme d'études postsecondaires | 0,560 | 0,371 | 0,448 | 0,297 | 0,369 | 0,251 | 0,300 | 0,160 | 0,214 | 0,125 | 0,380 | 0,197 | 0,399 | 0,220 |
| Certificat d'études postsecondaires non universitaires | 0,309 | 0,370 | 0,394 | 0,440 | 0,426 | 0,383 | 0,376 | 0,326 | 0,332 | 0,251 | 0,373 | 0,356 | 0,361 | 0,318 |
| Diplôme de premier cycle | 0,092 | 0,202 | 0,116 | 0,189 | 0,154 | 0,230 | 0,225 | 0,298 | 0,265 | 0,325 | 0,168 | 0,269 | 0,160 | 0,265 |
| Diplôme d'études supérieures ou diplôme professionnel | 0,039 | 0,057 | 0,042 | 0,073 | 0,051 | 0,136 | 0,099 | 0,215 | 0,189 | 0,299 | 0,079 | 0,178 | 0,080 | 0,197 |

**Note :** REEE : régime enregistré d'épargne-études.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1 et fichier sur la famille T1 de 2001 à 2011; Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves.

## Annexe — Tableau 5
## Caractéristiques de l'échantillon à l'âge de 15 ans (suite)

| | Quintile de revenu inférieur | | Deuxième quintile de revenu | | Troisième quintile de revenu | | Quatrième quintile de revenu | | Quintile de revenu supérieur | | Garçons | | Filles | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE | Sans REEE | REEE |
| | | | | | | | proportion | | | | | | | |
| Parents ne s'attendant pas à ce que l'enfant suive des études postsecondaires | 0,061 | 0,028 | 0,031 | 0,003 | 0,025 | 0,005 | 0,015 | 0,007 | 0,006 | 0,002 | 0,033 | 0,008 | 0,026 | 0,005 |
| Parents s'attendant à ce que l'enfant termine des études postsecondaires | 0,939 | 0,972 | 0,969 | 0,997 | 0,975 | 0,995 | 0,985 | 0,993 | 0,994 | 0,998 | 0,967 | 0,992 | 0,974 | 0,995 |
| Parents s'attendant à ce que l'enfant obtienne un grade universitaire | 0,560 | 0,725 | 0,574 | 0,706 | 0,624 | 0,779 | 0,666 | 0,827 | 0,752 | 0,867 | 0,583 | 0,772 | 0,672 | 0,831 |
| **Perception de la rentabilité des études** | | | | | | | | | | | | | | |
| Très faible | 0,023 | 0,005 | 0,025 | 0,014 | 0,021 | 0,014 | 0,021 | 0,011 | 0,023 | 0,018 | 0,035 | 0,020 | 0,011 | 0,008 |
| Faible | 0,082 | 0,057 | 0,072 | 0,062 | 0,067 | 0,064 | 0,057 | 0,062 | 0,071 | 0,035 | 0,082 | 0,056 | 0,060 | 0,053 |
| Élevée | 0,477 | 0,473 | 0,494 | 0,440 | 0,504 | 0,486 | 0,518 | 0,483 | 0,496 | 0,466 | 0,492 | 0,462 | 0,501 | 0,462 |
| Très élevée | 0,417 | 0,464 | 0,409 | 0,485 | 0,408 | 0,457 | 0,404 | 0,464 | 0,410 | 0,480 | 0,391 | 0,462 | 0,428 | 0,478 |
| Peu ou pas d'amis projetant de suivre des études après l'école secondaire | 0,262 | 0,216 | 0,239 | 0,143 | 0,197 | 0,141 | 0,170 | 0,139 | 0,158 | 0,098 | 0,253 | 0,164 | 0,168 | 0,108 |
| Plupart des amis projetant de suivre des études après les études secondaires | 0,458 | 0,469 | 0,482 | 0,514 | 0,499 | 0,514 | 0,504 | 0,490 | 0,505 | 0,485 | 0,495 | 0,525 | 0,482 | 0,467 |
| Tous les amis projetant de suivre des études après les études secondaires | 0,280 | 0,316 | 0,279 | 0,343 | 0,304 | 0,346 | 0,325 | 0,371 | 0,337 | 0,417 | 0,252 | 0,312 | 0,350 | 0,425 |
| Provinces de l'Atlantique | 0,129 | 0,104 | 0,110 | 0,102 | 0,083 | 0,082 | 0,061 | 0,070 | 0,048 | 0,060 | 0,085 | 0,078 | 0,093 | 0,077 |
| Québec | 0,290 | 0,169 | 0,288 | 0,151 | 0,259 | 0,143 | 0,213 | 0,118 | 0,215 | 0,155 | 0,266 | 0,138 | 0,246 | 0,149 |
| Ontario | 0,292 | 0,363 | 0,304 | 0,372 | 0,350 | 0,473 | 0,408 | 0,512 | 0,438 | 0,469 | 0,335 | 0,462 | 0,370 | 0,451 |
| Manitoba et Saskatchewan | 0,092 | 0,091 | 0,089 | 0,089 | | 0,076 | 0,067 | 0,059 | 0,050 | 0,059 | 0,077 | 0,071 | 0,076 | 0,069 |
| Alberta | 0,074 | 0,099 | 0,102 | 0,108 | 0,101 | 0,087 | 0,110 | 0,113 | 0,140 | 0,129 | 0,110 | 0,114 | 0,098 | 0,107 |
| Colombie-Britannique | 0,122 | 0,173 | 0,108 | 0,177 | 0,129 | 0,138 | 0,142 | 0,126 | 0,109 | 0,128 | 0,126 | 0,136 | 0,118 | 0,147 |
| Hommes | 0,449 | 0,434 | 0,492 | 0,529 | 0,487 | 0,505 | 0,500 | 0,490 | 0,503 | 0,468 | 1,000 | 1,000 | 0,000 | 0,000 |
| Femmes | 0,551 | 0,566 | 0,508 | 0,471 | 0,513 | 0,495 | 0,500 | 0,510 | 0,497 | 0,532 | 0,000 | 0,000 | 1,000 | 1,000 |
| **Cote d'indice de qualité de l'établissement scolaire** | | | | | | | | | | | | | | |
| En dessous du 5e centile | 0,166 | 0,149 | 0,146 | 0,142 | 0,164 | 0,146 | 0,141 | 0,116 | 0,130 | 0,142 | 0,167 | 0,144 | 0,135 | 0,130 |
| Entre le 5e centile (inclus) et le 10e centile (exclus) | 0,055 | 0,023 | 0,045 | 0,037 | 0,039 | 0,054 | 0,050 | 0,057 | 0,046 | 0,020 | 0,049 | 0,044 | 0,045 | 0,035 |
| Entre le 10e centile (inclus) et le 25e centile (exclus) | 0,149 | 0,123 | 0,150 | 0,185 | 0,132 | 0,134 | 0,109 | 0,141 | 0,121 | 0,133 | 0,126 | 0,131 | 0,141 | 0,152 |
| Entre le 25e centile (inclus) et le 50e centile (exclus) | 0,209 | 0,238 | 0,217 | 0,224 | 0,240 | 0,184 | 0,234 | 0,236 | 0,223 | 0,211 | 0,210 | 0,216 | 0,237 | 0,217 |
| Entre le 50e centile (inclus) et le 75e centile (exclus) | 0,202 | 0,235 | 0,188 | 0,208 | 0,213 | 0,255 | 0,243 | 0,248 | 0,239 | 0,298 | 0,210 | 0,248 | 0,220 | 0,265 |
| Entre le 75e centile (inclus) et le 90e centile (exclus) | 0,121 | 0,138 | 0,145 | 0,130 | 0,122 | 0,134 | 0,139 | 0,130 | 0,156 | 0,128 | 0,137 | 0,138 | 0,135 | 0,124 |
| Entre le 90e centile (inclus) et le 95e centile (exclus) | 0,040 | 0,040 | 0,053 | 0,027 | 0,046 | 0,046 | 0,045 | 0,037 | 0,048 | 0,042 | 0,050 | 0,034 | 0,043 | 0,044 |
| À partir du 95e centile | 0,058 | 0,054 | 0,056 | 0,048 | 0,043 | 0,047 | 0,039 | 0,035 | 0,038 | 0,027 | 0,051 | 0,045 | 0,044 | 0,033 |
| | | | | | | | nombre | | | | | | | |
| Taille de l'échantillon | 4 431 | 452 | 3 897 | 689 | 3 111 | 798 | 2 556 | 960 | 2 165 | 1 025 | 7 818 | 1 910 | 8 342 | 2 014 |

**Note :** REEE : régime enregistré d'épargne-études.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition – cohorte A, cycle 1 et fichier sur la famille T1 de 2001 à 2011; Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves.

## Annexe — Tableau 6-1

## Effet marginal estimé de la disponibilité d'un REEE à l'âge de 15 ans sur la probabilité d'une inscription aux études postsecondaires aux âges de 19 ans à 23 ans

| | À 19 ans | | À 20 ans | | À 21 ans | | À 22 ans | | À 23 ans | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | coefficient | erreur-type bootstrap | coefficient | erreur-type bootstrap | coefficient | erreur-type bootstrap | coefficient | erreur-type bootstrap | coefficient | erreur-type bootstrap |
| Tous | 0,059 *** | 0,011 | 0,053 *** | 0,009 | 0,042 *** | 0,008 | 0,038 *** | 0,007 | 0,035 *** | 0,007 |
| **Quintile de revenu** | | | | | | | | | | |
| Inférieur | 0,062 * | 0,031 | 0,041 | 0,028 | 0,016 | 0,026 | 0,032 | 0,024 | 0,036 † | 0,022 |
| Deuxième | 0,047 † | 0,028 | 0,064 ** | 0,022 | 0,056 ** | 0,019 | 0,054 ** | 0,019 | 0,045 * | 0,020 |
| Troisième | 0,075 ** | 0,025 | 0,074 *** | 0,022 | 0,062 *** | 0,019 | 0,069 *** | 0,016 | 0,057 *** | 0,016 |
| Quatrième | 0,059 ** | 0,021 | 0,059 ** | 0,018 | 0,047 ** | 0,016 | 0,034 * | 0,016 | 0,029 † | 0,015 |
| Supérieur | 0,047 * | 0,020 | 0,030 † | 0,015 | 0,026 † | 0,015 | 0,014 | 0,015 | 0,018 | 0,014 |
| Garçons | 0,078 *** | 0,016 | 0,064 *** | 0,015 | 0,053 *** | 0,012 | 0,048 *** | 0,012 | 0,043 *** | 0,011 |
| Filles | 0,043 ** | 0,015 | 0,042 *** | 0,010 | 0,032 *** | 0,009 | 0,029 *** | 0,008 | 0,027 *** | 0,008 |

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

**Notes :** REEE : régime enregistré d'épargne-études. Les effets marginaux de probabilité sont dérivés de modèles de probabilité linéaires comprenant les caractéristiques socioéconomiques du tableau 5 de l'annexe comme covariables.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1 et fichier sur la famille T1 de 2001 à 2011; Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves.

## Annexe — Tableau 6-2
## Effet marginal estimé de la disponibilité d'un REEE à l'âge de 15 ans sur la probabilité d'une inscription aux études postsecondaires aux âges de 24 ans à 27 ans

| | À 24 ans | | À 25 ans | | À 26 ans | | À 27 ans | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | coefficient | erreur-type bootstrap | coefficient | erreur-type bootstrap | coefficient | erreur type bootstrap | coefficient | erreur type bootstrap |
| Tous | 0,029 *** | 0,006 | 0,025 *** | 0,006 | 0,027 *** | 0,006 | 0,027 *** | 0,006 |
| **Quintile de revenu** | | | | | | | | |
| Inférieur | 0,040 † | 0,022 | 0,030 | 0,020 | 0,022 | 0,020 | 0,027 | 0,022 |
| Deuxième | 0,044 * | 0,018 | 0,037 * | 0,018 | 0,041 * | 0,018 | 0,039 * | 0,018 |
| Troisième | 0,044 ** | 0,015 | 0,034 * | 0,015 | 0,039 ** | 0,015 | 0,041 ** | 0,015 |
| Quatrième | 0,024 † | 0,015 | 0,023 † | 0,014 | 0,030 * | 0,012 | 0,027 * | 0,012 |
| Supérieur | 0,012 | 0,014 | 0,011 | 0,012 | 0,008 | 0,012 | 0,007 | 0,012 |
| Garçons | 0,037 *** | 0,010 | 0,032 *** | 0,009 | 0,036 *** | 0,009 | 0,037 *** | 0,009 |
| Filles | 0,021 ** | 0,007 | 0,017 * | 0,007 | 0,018 * | 0,008 | 0,016 * | 0,007 |

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

**Notes :** REEE : régime enregistré d'épargne-études. Les effets marginaux de probabilité sont dérivés de modèles de probabilité linéaires comprenant les caractéristiques socioéconomiques du tableau 5 de l'annexe comme covariables.

**Sources :** Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A, cycle 1 et fichier sur la famille T1 de 2001 à 2011; Organisation de coopération et de développement économiques, Programme international pour le suivi des acquis des élèves.

# Bibliographie


Card, D. 1999. « The causal effect of education on earnings ». Dans *Handbook of Labor Economics*, publié sous la direction d'O. Ashenfelter et D. Card, vol. 3, partie A, p. 1801 à 1863. Amsterdam : Hollande-Septentrionale.

Ministère des Finances Canada. 1995. *Dépenses fiscales du gouvernement du Canada 1995.* Produit nº F1-27/1995F au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : ministère des Finances Canada. 119 pages. Disponible au lien suivant : https://www.fin.gc.ca/taxexp-depfisc/pdf/taxexp95f.pdf (consulté le 27 février 2017).

Ministère des Finances Canada. 1997. *Dépenses fiscales du gouvernement du Canada 1997.* Produit nº F1-27/1997F au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : ministère des Finances Canada. 112 pages. Disponible au lien suivant : https://www.fin.gc.ca/taxexp-depfisc/pdf/taxexp97f.pdf (consulté le 13 février 2017).

Ministère des Finances Canada. 1998. *Dépenses fiscales du gouvernement du Canada 1998.* Produit nº F1-27/1998F au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : ministère des Finances Canada. 161 pages. Disponible au lien suivant : https://www.fin.gc.ca/taxexp-depfisc/pdf/taxexp98f.pdf (consulté le 13 février 2017).

Ministère des Finances Canada. 2004. *Dépenses fiscales et évaluations 2004.* Produit nº F1-27/2004F au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : ministère des Finances Canada. 75 pages. Disponible au lien suivant : https://www.fin.gc.ca/taxexp-depfisc/2004/TaxExp04_f.pdf (consulté le 13 février 2017).

Ministère des Finances Canada. 2007. *Dépenses fiscales et évaluations 2007.* Produit nº F1-27/2007F au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : ministère des Finances Canada. 56 pages. Disponible au lien suivant : https://www.fin.gc.ca/taxexp-depfisc/2007/taxexp2007f.pdf (consulté le 13 février 2017).

Ministère des Finances Canada. 2008. *Dépenses fiscales et évaluations 2008.* Produit nº F1-27/2008F au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : ministère des Finances Canada. 53 pages. Disponible au lien suivant : https://www.fin.gc.ca/taxexp-depfisc/2008/Taxexp-depfisc08_fra.pdf (consulté le 13 février 2017).

Donnelly, M., R. Welch et A. Young. 1999. « Registered education savings plans: A tax incentive response to higher education access ». *Revue fiscale canadienne* 47 (1) : 81 à 109.

Duhaime-Ross, A. 2015*a*. « Parents' savings for their child's post-secondary education: Which incentives work and why? » Dans *Three Essays in the Economics of Education: Evidence from Canadian Policies*. Thèse de doctorat. Université de la Colombie-Britannique, 2015. Vancouver : Bibliothèque de l'Université de la Colombie-Britannique.

Duhaime-Ross, A. 2015*b*. « The effects of incentivised education savings accounts on children's education savings and academic performance ». Dans *Three Essays in the Economics of Education: Evidence from Canadian Policies*. Thèse de doctorat. Université de la Colombie-Britannique, 2015. Vancouver : Bibliothèque de l'Université de la Colombie-Britannique.

Dynarski, S.M. 2004. « Who benefits from the education savings incentives? Income, educational expectations and the value of the 529 and Coverdell ». *Revue fiscale canadienne* 57 (2) : 359 à 383.

Dynarski, S.M. et J.E. Scott-Clayton. 2006. « The cost of complexity in federal student aid: Lessons from optimal tax theory and behavioral economics ». *Revue fiscale canadienne* 59 (2) : 319 à 356.

EKOS Research Associates. 2008. *Research into Low Income Parents' Views and Experiences Regarding RESPs, CESG and the CLB: Final Integrated Report.* Préparé pour Ressources humaines et Développement des compétences Canada. Ottawa : EKOS.

Finnie, R., M. Frenette, R.E. Mueller et A. Sweetman. 2010. *Pursuing Higher Education in Canada: Economic, Social, and Policy Dimensions.* Kingston, Ontario : McGill-Queen's University Press.

Finnie, R., R.E. Mueller, A. Sweetman et A. Usher. 2008. *Who Goes? Who Stays? What Matters? Accessing and Persisting in Post-secondary Education in Canada.* Kingston, Ontario : McGill-Queen's University Press.

Finnie, R. et A. Wismer. 2012. *Assessing the Use of Registered Education Savings Plans (RESPs) Using Youth in Transition Survey (YITS) and Post-secondary Education Participation Survey (PEPS).* Préparé pour Emploi et Développement social Canada. Non publié.

Frenette, M. 2007. *Pourquoi les jeunes provenant de familles à plus faible revenu sont-ils moins susceptibles de fréquenter l'université? Analyse fondée sur les aptitudes aux études, l'influence des parents et les contraintes financières.* Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 295. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Frenette, M. 2014. *L'investissement d'une vie? Les avantages à long terme sur le marché du travail associés aux études postsecondaires.* Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 359. Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Girdharry, K., E. Simonova et R. Lefebvre. 2010. *Registered Education Savings Plans: Valuable Opportunities for the Students of Tomorrow.* Issue in Focus. Burnaby, Colombie-Britannique : Certified General Accountants Association of Canada.

Gouvernement du Canada. s.d. *Subvention canadienne pour l'épargne-études – Admissibilité.* Dernière mise à jour le 18 janvier 2016. Disponible au lien suivant : https://www.canada.ca/fr/emploi-developpement-social/services/aide-financiere-etudiants/pret-etudiants/bourses-etudes/scee-admissibilite.html (consulté le 13 février 2017).

Gray, D. et J.T. McDonald. 2012. *An Evaluation of the RESP Program Based on the National Graduates Survey.* Préparé pour Emploi et Développement social Canada. Non publié.

Lemieux, T. et D. Card. 2001. « Education, earnings, and the 'Canadian G.I. Bill' ». *Revue canadienne d'économique* 34 (2) : 313 à 344.

Milligan, K. 2004. *Who Uses RESPs and Why?* Discussion Paper nº 04-03. Vancouver : Department of Economics, Université de Toronto.

Picot, G. et A. Sweetman. 2012. *Making It in Canada: Immigration Outcomes and Policies.* IRPP Étude n° 29. Montréal : Institut de recherche en politiques publiques.

Sinning, M., M. Hahn et T.K. Bauer. 2008. « The Blinder–Oaxaca decomposition for nonlinear regression models ». X *Stata Journal* 8 (4) : 480 à 492.

Statistique Canada. s.d.a. *Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA).* Dernière mise à jour le 2 décembre 2013. Disponible au lien suivant : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=5060 (consulté le 13 février 2017).

Statistique Canada. s.d.*b*. *Enquête sur les approches en matière de planification des études*. Dernière mise à jour le 28 octobre 2014. Disponible au lien suivant : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=4442 (consulté le 13 février 2017).

Statistique Canada. s.d.*c*. *Enquête auprès des jeunes en transition (EJET)*. Dernière mise à jour le 27 juin 2011. Disponible au lien suivant : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=4435 (consulté le 13 février 2017).